دراسات في التحليل الكمي الجزء الأول

الاحتاذ الدكتور عادل عبد الحميد عز

دراسات في التحليل الكمي الجزء الاول

الأستاذ الدكتور عادل عبد الحميد عز

تتخذ الإنسان الكثير من الغرارات في حياته اليومية ••• ولكن يلاعظ أن بعض هذه القرارات بتتخذ يطرق كيفيه تفتصد على حيرة الإنسان في الماضي والمعلومات المتزية في مقله وبعض العناصر أو المعلومات الشخصية المناحة ولكن من باحث آخرى مكن إتخاذ القرارات بالإعتماد على الاساليب الكمية أو ما يمكن أن نظلق مليه أساليب التحليل الكمي - وهي بمنصد بصفة أساسية على بعض الاساليب الرياضة والإعصائية وأساليب بحوث العمليات وما بطلق عليه علم الإدارة •

ومنذ الآب السبن والاسبان بنجة الكبير من القرارات بالطرق الرياضية يغين النظر عن مستوى الرياضيات المنفقة، ولكننا بالأعظ التطور الكبير الذي حدث منذ بدايه القرن الحالى وأدى إلى النوسع في إستغدام الاساليب الرياضية في إنجاذ القرارات .

ومما لاسك صد أن إكتبات الحاسب الآلى وتطوره جبلاً بعد حبل أدى الى توسع كسير في إستخدام الاساليب الكسية أو الإصنماد عليها بصفة أساسية في إتخاذ الفرارات الإدارية وكانت المدانة على بد فردرتك تيلور عند بداية هذا القرن ثم انسع بطاق إستخدامها خلال الحرب العالمية الثانية .

ودهما كانت درجة إعتمادنا على الاساليب الكمية في إتخاذ القرارات إلا أننا لا نستطيع أن بغفل الكنير من العوامل الكنعية والشخصية التي تحكم إتخاذ القرار فمثلا عند الإعتماد على الاساليب الكميية لمقدير السكان في المستقبل ٥٠ هل مستطيق أن غفل سياسة الدولة خداد القصية السكانية ؟ - عبد تقدير الدحل في السقيل على سينشيل أن تغفل الكبير من الفرارات الإقتصادية التي تتحذها الدولة و عاد على عند النفاد الـ ؟

وعبوها فانه من المستخبل الإعتماد على الاساليب الكبينة في إنخاذ القرار اب

و معوق فإنه في المستجهل الوقيقة واللازمة والتي تفسيد عليها مند المراحد مدرر موافر السيانات الإحصائية الدفيقة واللازمة والتي تعسمد عليها مند إنحاد القرارات باستخدام أساليت التجليل الكمل ونظم دعم القرارات :

كما بجر الإشارة الهينظم المطوعات الإدارية السليمة والتي بعضرها الطريق. المنظم العصول على المناودات الصحيحة لكل من بحثاج اليها من رجال الإدارة في المناسب والمكان المناسب .

وفد رأيت من واجبى أن أسجل بعض المعلومات اللازمة لأساليب الشحليل الكبي من رباعية وإحصائية لطلاب الإدارة.

والله ولن التوفيق ١١١١١

الفصل الاول الاوساط والمقدمة الاحصائية

مقاييس النزعة الهركزية

يهتم علم الإحصاء بتجميع البيانات الإحصائية عن ظاهرة معينة ثم تبويب هذه البيانات وعرضها بأسلوب لائق يستفيد منه متخذ القرار ثم تعليل هذه البيانات وسنهتم في هذا الفصل جفليس النزعة للركزية Measures of Central Tendency

توجد أنواع كثيرة من المتوسطات أهمها :

1- الوسط الحسابي Mean :

الوسط الحسابي سُ لمجموعة من القيم س، ، س، ، س، ٠٠٠٠ س ن

<u>_ مجـس</u> ن

مثال 1 :

إذا أخفنا دخول الافرادا ، ب ، ج ، د ، ه وكانت ١٠٠٠ ما ١٠٠٠ ٢٠٠٠ ٢٠٠٠

 $e^{\frac{1}{2}i} \int_{0}^{1} \frac{1}{1} \left(\frac{1}{1} - \frac{1}{1} + \frac{1}{1} +$

٢- وكذلك نجد أن مجموع إنجرافات هذه القيم عن الوسط = صفر

كل قيمة قد تتساوى مع الوسط الخسائى مثلُ دخل جـ - ١٠٠٠ جِنْيَة أَو تقل عنه مثل دخل أ = ١٠٠٠ جنيم، هُـ الله ٢٠٠٠ جنية أَوْ تريد عنه مثل دَخُلُ كلّ من ب ١ د = ١٥٠٠ د ١٨٠٠ على الترتيب -

ولكن إذا قمنا بحساب مجمل إنحرافات قيم دخل كل فرد عن الوسط الحساسي لوجدنا أن الجموع = صفر . . . كما يتصح من الجدول التالي :

الإنعراف عن الوسط الحسابي	الدغول	الافراد
a	4	İ
a +	10	.
صفر	1	-
A +	14	د
A	۲	
صفر		

وهي ظاهرة عامة مهما كانت قيم المفردات -

ومن الظواهر الهامة أيضا اننا مِكن أن نختار وسطا فرضيا ، ثم نحصل على مجموع إنحرافات قيم الفردات عن هذا الوسط الفرضي ،

الوسط الفرضى = ض .

الإنعراف - ح

الوسط الحسابي = ض + مجح

في المثال السابق:

نفرض أننا قدرنا الوسط الفرضى مِبلغ ٩٠٠ جنيه ٥٠٠ من - ٩٠٠ جنية

إنحرافات أ ، ب ، ج ، د ، ه عن الوسط الفرضي =

a .. = 11 .. - 17 .. = V .. - 1 .. + 1 .. + 7 .. + £ .. - 6

الوسط الحسابي للبيانات المبوبة:

في أحد الفنادق شهرياً :	ى لدخول ١٠٠٠ عامل	، جدول توزيع تكرار	فيما يلى
ف×ك	مركز الفئة	مدد العاملين	فئسسات
•	ف	ك	
18000	40.	4.	اقل من ۵۰۰
Va	Va	1 1.	۵۰۰ واقل من ۵۰۰
. 372	174.	a 1a.	۱۰۰۰ واقل من ۰
800,000	140-	Y Y	٠٠٠٠ وأقل من ٠
770	774.	1 50.	۲۰۰۰۰ واقل من۰۰
. 1574	174-	· 4. Tees	۲۵۰۰۰ واقل هن٠٠٠
188000		1	

الوسط الحسابي = ١٤٢٥٠٠٠ = ١٤٢٥

الوسيط

الوسيط هو القيبة الوسطس

مثال:

إذا كسانت دمسول أ ، ب ، جد ، د ، هد هي ٢٠٠٠ ، ٢٠٠ ، ١٥٠ ، ٤٥٠ ، ٢٥٠ قسإته للحصول على الوسيط يجب أن ترتب قيم المفردات إما تصاعدياً أو تنازلياً

الترتيب التصاعدي للقيم : ١٥٠ ، ٢٥٠ ، ٢٥٠ ، ٣٠٠ ، ٤٠٠ وحيث أن عدد المفردات فردي = 4 فإن الوسيط هو قيمة المفردة رقم ٣ = ٣٥٠ جنية ٠

وإذا فرضنا في المشال السابق أن مدد المفردات = رقم زوجي ٦ مشلاً ٠٠٠٠ فإن قيمة الوسيط هي متوسط قيمتي المفردة رقم ٣ - رقم ٤ كما يلي : دفسول الافسراد هي ٦ - ب - ج - د - ه - و = ١٩٠٠ - ٢٠٠ - ٢٠٠ - ٦٠٠ - دهه - دوريب القيم تصاعدياً ١٩٠٠ - ١٠٠ - ٢٠٠ - ١٩٠٠ عده - ١٠٠٠ ترتيب القيم تصاعدياً ١٩٠٠ - ٢٠٠ - ٢٠٠ - ٢٥٠ - ١٩٠٠ عده - ١٩٠٠

الوسيط متوسط قيم المفردتين الثالثة والرابعة = ألا ٢٠٠٠ - ٤٠٠) = ٣٠٠

المصول طى قيمةالوسيط للبيانات المبوبة

في هذه الحالة نجد أن مجموع التكرارات هى التى تمثل عدد المهردات - فإذا كان لدينا جدول التوزيع التكراري لأجور ١٠٠ عامل في أحد المصانع لوهو مدد زوجي) والمفردة رقم اله وبهذا تكون هناك ٤٩ مفردة منها أقل ١٩٠ مفردة فيمها أكبر من الإسبط ٠٠٠٠ كما يتضع من المثال الآتى:

النئزار	ليوهية بالجنية	لدفول ا	ئات ا
<i>a</i> .	من ۱۰	– أقل	صفر
1.0	۲.	-	1.
ه؟ (الفئة الوسيطة)	۳.	-	۲.
Ta.	٤٠	-	۲.
۲۰	4.	-	٤٠
·			
,			

من الواضح أن الفئة الوسيطة هي الفئّة من ٢٠ الى أقل من ٣٠ جنية لأن عدد التكرارات قبلها = ٥ + ١٥ = ٢٠ وبعدها = ٢٥ + ٢٠ = ٤٥

> مجموع المفردات للفئتين الأولى والثانية = a + a + = 4. للمصول على قيمة المفردة رقع -a يبقى لنا

- ٥ مفردة - ٢٠ مفردة = ٣٠ مفردة قيمة الفردة رقم ٥٠ بالنسبة والتناسب

منیة ×
$$\frac{T_0}{T_0}$$
 جنیة ا $=$

قيمة الفردة رقم ٥٠ = ٢٠ جنية (الحدالات الفئة الوسيطة) = ٨٥٨ = ٨٨٨ جنية

للمصول على قينمة المفردة رقم اه يطرح ٣٠ تكرار للفئتين الآولى والثانية من اه نعصل على ٣١

تكرارات الفئة الوسيطة - ٣٥

الوسيط = الحد الآدنى للفئة الوسيطة + طول الفئة الوسيطة × $\frac{\nabla f}{\nabla \sigma}$

14,47 - 11 x1 - 1 -

١..

 $\frac{1}{2}$ الرسيط = $\frac{1}{2}$ (۲۸,۸۲ + ۲۸,۸۸) = ۲۷,۸۲ جنبة

التجمع الصاعد كما يلى:	ذا الرقم بإستخدام التكرار	, الوصول الى ها	ويكن
التكرار المتجمع الصاعد	الحدود العليا للفثات	التكرارات	الفئسات
	أقل من ١٠		مفر - ١٠
۲.	أقل من ۲۰	14	T+ - 1:
هه فئة الوسيط	أقل من ۳۰	Ta	T+ - T+
A+	أقل من ٤٠	Ya	£ Y.
1	أقل من ٥٠	1 -	a £.
		` —	

المنوال للبيانات البوبة

مثال:

أحسب المنوال من جدول التوزيع التكراري التالي:

الفئــــات التكرار
صفر إلى أقل من ١٠ ه ١٠ ه١ ه١ هـ ١٠ هـ ١٠٠ هـ ١٠٠ هـ ١٠٠ تكرار فئة المنوال = ك ١٠٠ تكرار فئة المنوال = ك ار فئة المنوال = كرار فئة المنوال = كرار المنوال = كرار فئة المنوال = كرار المنوال = كرار المنوال = كرار فئة المنوال = كرار المنوال = كرا

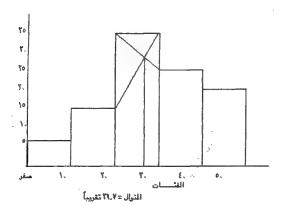
فإن :

 $\frac{12}{1440} \times 3 \times 3 \times 4 \times 4 \times 10^{-12}$

مدى قيمة المنوال = د

 $YT_{1}TV = T_{1}TV + Y_{1} = \frac{Y_{2}}{1_{1} + Y_{2}} \times 1_{2} + Y_{3} =$

كما هكن حساب قيمة المنوال بالرسم البياني كما يلي:



· · بالإضافة الى الوسط الحسابي والوسيط والمنوال تُوجد أوساط أخرى •••••

الوسط الحسابي المرجع بأوزان معينة

بقرض أنك تستهلك السلع أ ، ب ، جـ بتكلفة للوحدة قحرها ١٠ ، ١٣ ، ونية على الترتيب للوحدة فإنك تقول بأن الوسط الحسابي لمتوسط تكلفة الوحدة

ولكن هذا الرقم قد يكون مضللاً إذا كان هناك إختلاف في الكميات المستهلكة من كل نوع فإذا كان الإستهلاك من الانواع الثلاثة = 10 ، 0 ، 0 ، مل على الترتيب فإن المقروض أن يقترب الوسط من رقم ١٣ والذي يمثل المستهلك منه ٨٠٠ من هجم الإستهلاك الكلى ولهذا يكن ترجيع الارقام المشار اليها وهي ١٥ ، ٧ ، ١٣ بارقام الاستهلاك 10 ، 0 ، ٨ هكذا

الوسط الحسابي المرجع = مجدكل قيمة × وزنها مجموع الأوزان

$$17,7a = \frac{177a}{1...} = \frac{(4...17) + (a...) + (1a...)}{4...a + 1a} = \frac{177a}{1...}$$

ولا شك أن هذه القيمة أكثر تعبيراً عن الوسط من الوسط الحسابي فير المرجح

الوسط الهنبسس

الرسط الهندس لأي مجموعة، من القيم =

التي معدما ن التي معدما ن

مثال : أرجد الوسط الهندسي للكميات : ١٢ : ٢ : ٤ : ٣

الوسط الهندسي = الجذر الرابع لحاصل ضرب هذه القيم

TEXTAIT

ويستغدا الوسط الهندس عادة احساب متوسط معدل التغير ٠٠٠

فيما يلى جنول التوريع التكراري لأجور العاملين في إحدى الشركات شهرياً • • المطلوب حساب الوسط الحسابي والوسيط والنوال والقارنة بين الأوساط الثلاثة :

التكرار	فئسات الآجسسور الشهرية بانجنيهات
0.	101
1	Y 1d-
" : la-	. 404
۳۰۰	T Td -
۲	T#+ - T++
1	£ Ta.
٧a	£s £
40	a £a.
1	

الحل: أولاً الوسط الحسابي

1- بالطريقة الطولة:

س×ك	س مراكر الفئات	ك التكرار	ف الفئات
750.	140	ø.	101
140	174	1	T++ - 1a+
1770-	440	10.	Ta T
170	770	۲	200-200
70	440	۲	50 5
770	170	1	E 40.
۵۱۸۷	250	۷۵	٤٥٠ - ٤٠٠
11884	٤٧٥	40	٥٠٠ - ٤٥٠
177170.		1	

$$100$$
 الوسط الحسابي = $\frac{a + w \times b}{a + b} = \frac{7 \Lambda 7 \Gamma \delta^{3}}{1 \cdot \cdot \cdot \cdot}$

٢- اللُّ بالطريقة اقتصرة:

ځٌل	, d. j.	٦	س مراكر الفئات	ك التكرار	ف الفئات
۲	٤-	۲۰۰-	150	d+	101
۲۰۰-	7-	14	140	1	T++ - 14+
5	۲-	1	449	10.	Ya Y
4	1-	a	1Va	T	T++ - Ya+
مقر	مفر	مفر	770	۲	Ta T.
1	1	۵-	TV2	1	£ 70-
ta.	۲	1	270	٧a	£0 £
Va	٣	14-	٤٧a	Ya	4 £4.
11				1	

في الحالة السابقة إخترنا وسطة فرضيا مقداره ٣٥٥ وقمنا بحساب إنحرافات مراكز الفئات من هذا الوسط الفرضي (ج) ثم إختصرنا هذه الإنحرافات بقسمة كل إنحراف على رقم ثابت هو ٥٠ (طول الفئة) وحصلنا على حَ٠

وحيث أننا قسمنا كل إنجراف على ٥٠ نعود فنضرب مجموع الإنجرافات × ٥٠

مجموع ع ك - - ١١٠٠ - ٢٢٥ - أ- وW

تانيا الوسيط:

ك التكرار	ف الفئات
۵٠	101
1	r10.
ta.	Ya Y
7	T Ya.
7	50-50
1,	£ 40.
٧a	£a £
73	a &a.
1	

الفئة الوسيطية

 $\frac{Y \cdot \cdot \cdot}{Y \cdot \cdot}$ الوسيط = الحد الآدنى للغثة الوسيطية + طول الغثة

$$TT_{r}T + Ta$$
 = $\frac{T}{T} \times a$ + Ta =

4A4 ,T =

ملاحظات :

مجموع التكرارات = ١٠٠٠

ترتبب الوسيط = ١٠٠٠ م ٢ = ٠٠٠٥

" محموع تكرارات الفئات الأولى والثانية والثالثة = ٥٠ + ١٠٠ + ١٠٠ = ٣٠٠

تكرار الفئة الوسيطية = ٣٠٠

لكي نصل الى تونيب الوسيط نحتاج الى ٢٠٠ بالاضافة الى نكوارات الفئات السابقة للفئة الوسيطية وهي ٢٠٠، وهنت أن نكرار الفئة الوسيطية = ٢٠٠ بعسم طول الفئة الوسيطية نفسه ٢٠٠٠ . ٣٠٠

ثالثاً : المنوال

1 -بالاسلوب الرياضي

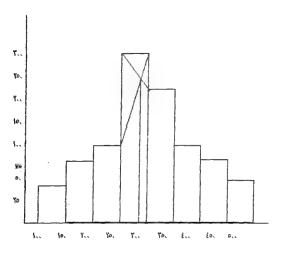
فيهمة الموال = الحد الابني لفينية الموال + طول فينية الموال ×

تكرار فئة الموال - تكرار الفئة المنوال - تكرار الفئة السابقة بكرار فئة الموال - تكرار الفئة السابقة + تكرار فئة المنوال - تكرار الفئة اللاحقة

كما سيق الإشارة اليه

$$\frac{14!}{74! + 14!} \times 3 + 0 = 7$$

- باستخدام الرسم العبائري



المتوال من الرسم حوالي ٢٨٠

مقابيس التشتت Measures of Dispersion

إذا إتخذنا قيم المفردات ٢ ، ٤ ، ٥ لكان متوسط هذه القيم = ٤ وإذا أخذنا قيم المفردات ٢ ، ٧ ، لكان المتوسط = ٤ أيضا ولكن يلاحظ في العالة الأولى أن قيم المفردات متقاربة مع بعضها البعض ومع الوسط الحسابي لهذه القيم وذلك عكس المالة الثانية – وعلى ذلك فأن مقاييس النزعة المركزية وحدها لا تكفي لدراسة المطواهر المختلفة – ولهذا فإن مقاييس التشتت هي المقاييس التي تقيس لنا مدى تقارب قيم المفردات المختلفة من قيم الوسط المسابي وبالتالي من بعضها البعض أو مدى التباعد – فقد يتساوى متوسط نصيب الفرد من الدخل في الشركة أ مع الشركة بولكن قد يوجد تقارب في دخول الأفراد في الشركة 1 ، وتباعد بين دخول الأفراد في الشركة ب .

رسنوضع أهم مقاييس التشتت :

(۱) المدي RANGE

وهو عبارة من القرق بين أكبر وأصفر قيمة من قيم المقردات - فإذا كان أقل أجر في الشركة = ١٠٠ جنيه شهرياً وأكبر أجر = ١٨٥٠ جنيه شهريا .

فإن المدى = ١٥٠ - ١٨٠. = ١٧٠.

والمدى لا يستخدم عادة كمقياس من مقاييس التشتت لأنه يتوقف على قيمتين فقط فمثلاً يمكن أن نوضع ذلك بمثالين :

الأرقام ..ه ١٠ ، ١٤٠٠ /٢٠٠١ /١٠٠١ مع ١٠٠١

المدى = ١٠٠٠ - ١٤٠٠ = ١٤٠٠

وكذلك ١٠٠٠ / ١٠٠٠ /٢٠ / ١٠٠٠ /١٠٠٠ وكذلك

المدى = ١٠٠٠ - ١٠١٠

وكذلك الأرقام ١٠٠، ١٢١٠، ١٤٥، ١٤٨٠، ١٤٩٠، ١٩٩٥

الدى = ١٠٠ - ١٥٠٠ = الدى

من الراضع أن المدى لا يقيس لنا حقيقة التقارب أن التباعد لقيم المفردات عن وسطها الحسابي .

فهو يهتم بالفرق بين قيمتين فقط من قيم المفردات دون الأهتمام بالقيم الأخرى للمفردات .

(۲) المدى بين تشتتين Interfractile range

متى يعكن فهم هذا الموضوع نفرض أننا بصدد دراسة الدخل الأسيومى ليعش العمال وعددهم ١٧ عاملاً وكانت النتائج كما يلى :

0. . £. . 4. . V. . A. . V. . Y. . 7. . T. . O. . £. . 1Y.

الرسط المسابي لهذه القيم = مجموع المفردات مقسومة على ١٧ = ٦٠

والمدى = اكبر قيمة - أصغر قيمة = ١٧٠ - ٢٠ = ١٠٠ جنيه ويمكن ترتيب قيم المغربات تصاعدياً أو تنازلياً

الترتيب التصاعدي = ۲۰ ، ۳۰ ، ۶۰ ، ۶۰ ، ۰۰ ، ۰۰ ، ۲۰ ، ۲۰ ، ۸۰ ، ۸۰ ، ۹۰ ، ۹۰ ، ۲۰ ، ۸۰ ، ۸۰ ، ۹۰ ، ۹۰ ، ۹۰ ، ۸۰

والرسيط مثلاً هو القيمة الوسطى أي قيمة المفردة التي يكون عدد المفردات التي تزيد عنها في القيمة = عدد المفردات التي تقل عنها في القيمة .

وحیث أن عدد المفردات = ۱۲ وهو عدد زوجی فناغذ متوسط القیمین رقم T ، V = 00 جنیة .

ويمكن أن نختار النسبة ٢٠٪ بدلاً من ٥٠ ٪ فنختار نقطة مثلاً بعيث تكون عدد المفردات التى تقل عنها في القيمة = ٢٠٪ من عدد المفردات وكذلك يمكن أن نختار هذه القيمة التى يقع ترتيبها تصاعدياً عند ثلث القيم والقيمة التى تقع ترتيبها تصاعدياً عند ثلثي القيم .

ونوجد المدى بين القيمة التى تقع عند ثلث عدد المفردات والقيمة التى تقع تصاعديا عند ثلثى عدد المفردات .

في المثال السابق عن أجور العمال الأسبوعية

نجد أن عدد للفردات = ١٣

ثلث عدد المقردات = 3 ، وقيمة المقردة رقم 4 = 4

وقيمة المفردة التي يقع ترتيبها تصاعديا عند ثلثي عدد المفردات

وهى المفردة رقم A (۱۲× ثلثين) = ٧٠

فإذا أردنا الآن العصول على المدى بين قيمة المفردة التى تقع فى الثلث الأول تصاعدياً وقيمة المفردة التى تقع عند الثلث الثانى تصاعدياً

 $Y_{*} = 1. - V_{*} = 1.0$

كما يتضم من الجدول التالي :

الإنصراف الربيعي = نصف الدي الربيعي

(Y) الإنمراف الربيعي QUARTIE DEVIATION

قيمة المقردة التي ترتيبها عند الربع الثالث – قيمة المفردة التي ترتبيها عند الربع الأول

Q3 - Q1 1 1E - TE

فى المثال السابق :

10 =
$$\frac{Y_1}{Y}$$
 = $\frac{1_1 - Y_2}{Y}$ = $\frac{1_1 - Y_3}{Y}$

4- متوسط إنصراف القيم عن الوسط المسابى مع إهمال الإشارات
 في المثال السابق نجد أن قيم المفردات هي:

17. . 4. . A. . V. . V. . 3. . 0. . 0. . £. . £. . 7. . 7.

والوسط المسايى = ١٠

ولو أننا حسبنا متوسط الإنحراف عن الوسط الحسابي آخذ الإشارات في

الأعتبار لكان متوسط الإنحراقات = صفر ولهذا تهمل الإشارات ويكون

حيث سُ الوسط الحسابي ، س قيمة كل مفردة ، ن عدد المفردات ،

14

$$\frac{.FY}{YI} = VF, IY$$

ه-التباین Variation والانمراف المیاری Standard deviation

بدلا من أهمال الاشارات فإننا سنقوم بتربيع القيم والمصول على متوسط مجموع مربعات إنحرافات القيم عن وسطها المسابى .

وهو ما نسمیه بالتباین والانحراف المهاری هو الجذر التربیمی للتباین کما یتضمع من المثال الاتی:

37	τ	قيم المفردات
17	£	٧.
4	۲	۲.
£	۲	í.
٤	Y	£.
1	1	٥,
1	1	٥.
مطر	مىقر	٦.
١	١.	٧.
١	١.	٧.
£	٧.	٨.
1	۲.	4.
۳٦	٦.	١٢.
A1		

والتباين يرمز له بالرمز س٢

والانمراف للعياري س

إيجاد التباين والإنحراف المعياري للبيانات المبوية توزيع درجات ١٠٠ طالب في مادة الإحصاء

لارساس) الاهمار ۱۲۲۰ ۱۲۰ ۱۲۰	("""") 0	سيس ۳۰- ۱۰- ۵	ك×س ١٠٠ ٧٥. ٢٥.	مراكز الفقات س ١٠ ٢٠ ٥, ٧.	4 1. 70 0.	فئات الدرجات ف مطر : اقل من ۲۰ ۲۰ – ۲۰ ۲۰ – ۲۰
1.140	47. 4.70	to	٧ ٤٥.	٧.	1.	-%. -A.

YÁ

5 ۲	τ	
440	10 -	١.
1	١	١٥
مطر	– مىلى	40
40		۲.
Ye	0	
Yo	0 -	۲.
70	0 -	٧.
1440	Yo	٦.
_		
170.	•	۲

ملخص لأهم القوانين

ا - المدم = قيمة أعلى مفردة - قيمة أصغر مفردة

قيمة الربع الثالث – قيمة الربع الأول

٣- الإنجراف الربيعى = نصف المدى الربيعى

مع إهمال الإشارات •

الفصل الثانى نظرية الاحتمالات

الفصرت الأوليب

مقلتمسة

Sets and subsets

الجنوعات والجنوعات الفرعية [العثات والفثات الجزئية]

ليس من الصعب علينا أن نقين أن الطالب بكلية التجارة جامعة الفاهرة ينشمي إلى يحوشة طلاب كلية التجارة وكلية التجارة نفسها تنشى إلى مجموعة كليات جامعة القاهرة وجامعة الفاهرة تنشى إلى مجموعة جامعات جمهورية عصر العربية.

وفى العوم الرياضية ثمثم فى كثير من الاحوال المجموعات أى بمجموعة من الإ: ياء وبعض هذه المجموعات قد تكون صفيرة كجموعة من الافراذ الذين يكونون إدارة صفيرة وقد تكون هذه المجموعة كبيرة كا لمرقلنا مثلا مجموعة الاسهاك الموجودة فى إحدى البحيرات

وسنستخدم كلية مجموعة في الرياضة Set الدلالة على جمع من الاشياء ـــ والأشياء الموجودة بالمجموعة ستعلق عليها عناصر أو أعضاء المجموعة .

قندما تتكلم عن مجموعة طلبة كلية التجارة فإن كارٍّ طالب بالكلية يعتبر. عنصرا من عاصر المجموعة •

ويكن أن نمبر عن المحموعة بالطريقة التالية (﴿ طَلَمَةٌ كُلِيَّةُ النَّجَارَةُ جامعة القاهرةُ) .

(···· ٧606 761)=10

ومعنى هذا أن إ هي المجموعة التي عناصرها الأعداد الفردية ٢٠٠١، a • • • والنقط منا تعني الاستمرار .

ومن للمكن إستخدام عبارة لوصف عناصر الجموعة عنفول مثلا .

ى = (كليات جائة العاهرة) عدلا من ذكر أسحاء السكليات .

· خالبارة عنا تعت المامل المشترك لجيع أفراد الجبوعة ·

وفي الإشاة السابقة بمكن أن نقول بأن وقم - عو عنصر من عناصر الجنوعة 1

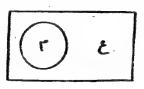
ويمكن أن نمير عن ذلك باستخدام الحرف اليوناني مصنعيه بم فعول .

1 . .

و و ها مناها عمر من منامر أي اعتمار لحنه العارة كا هوا، ٢ ﴿ وَ لَقُومُ لِيسَانِ عَمْراً مِنْ عَلْمِمْ ﴿

وكذاك يمكن أن نقول بأن سكان عافظة الشرقية يكونون بموعنوسك ، محافظة القامرة يكونون بمموعة وسكان محافظة الاسكندرية يكونون بمموعة وكل حذه الجموعات عبارة عن جميوعات غرعية من الجموعة في تمثل بسيع - كان مصر،

وكلة يميع بمنى بصوعة بمكن أن تطلق طها Space وكلمة Subset يمنى مصوعة قرعية Statement وكل صورتير عربي وهذه حقيقة ظوملتنا فحرب بمستطيل والمصريين يدائرة فيمكن أن نعير عن هذه الحقيقة مندسيا كا يلي



التعاريف الأساسية

 ١ ــ تنكون المجدوعة Set من علة عاصر تريطها بيستها البعض صلة أد خاصية مدينة عن التي تحدد تعريف الجموعة .

٣ ــ لكى تجدد إنتهاء عنصر سبين إلى بجموعة مدينة قائنا نستخدم الحرف البيدائى a منتول مثلا أن م a 1 أي أن م هو عنصر من مناصر الجسوعة إ وأذا شطينا بي فإن هذا بين عدم التهاء المنصر للبيدوعة .

فتقول م في إ أى م ليست منصرة من عناصر الجموعة إ

٣ - [ذا كانت الجموعة خالية من العناصر فإنتانطلق عليها الجموعة الصفرية أو المجموعة العناص عليها الجموعة العناص على أن المجموعة العناص بكتابة قوسين فلوفين [] أو بالحرف البوناني .
 ١ أو بالحرف البوناني .

ومن الآسئة على الجموط الصة. به شكل جموعة الرجال الذين طاشوا لمدة تويد عن ٥٠٥ سنة .

كما يجب أن نفرق مين [-] ونهنُ المجموعة الصفرية أوالبشائية وبين [صفر] لأن حدّه الاخيرة تعنى أن لها علصر واحد وهوالعبشر.

2 - الجموعة القرعية ؟

إذا كان لديناً فصلا دراسيا به بحموعة من الدارسين من الدكور والآنات فأننا يمكننا أن نقرل بحموعة الدارسين كا يمكن أن تتحدث من بحموعة الدارسين م الذكور وفي هذه العالة الأخيرة تحد أن كل دارس ذكر هو عنصدر من خدوعة الدارسان عنصار جموعة الدارسان عنصار جموعة الدارسان الشكور وهو أيضا علموعة الدارسين الحموعة إلى أشهر الذكور والآنات) فإذا أطلقنا على بجموعة الدارسين الحموعة الدارسين من الذكور انجموعة من وعلى مجموعة الدارسين من الذكور انجموعة من هي مجموعة فرعيه من المحموعة وعهد المحموعة وعهد من المحموعة وعهد المحموعة وعهد من المحموعة وعهد من المحموعة وعهد وعهد المحموعة وعهد ال

آن كل هنصر من عباصر المجموعة ب هوفى تقس الرئت عنصر من عباصر المجموعة و وكذلك كل عنصر من عباصر المجموعة حوهوفى تفس الوقت عنصر من هناص المجموعة و

رعل ذلك بمكن أن تعرفُ الجموعة الفرُّ عبة على الوجه الآن :

مجمرعة ب نشر مجموعة فرعية للجموعة إ اذا كانت جميع عناصر قلجموعة بيه هي في نفس الرقت من عناصر المجموعة إ أو بسيارة أخرى اذا كانت المجموعة إتحاري على جميع المناصر الخاصة بالجموعة ب

> ك: ا= [ابسمر] -= [ممر]

فن هند الحالة تعتبر المجموعة ف مجموعة فرغية للجموعة إوالكي تدبر عن المجموعة ب أنها مجموعة فرعيه من المجموعة وتقول ب ⊑ إ

ومعنى هذا أن الرمز 📇 🚐 مجموعه قرعية من

ولكى تدكرنات مجموعه فرعيه حقيقية للمجموعه و فانه من المفروض أن تحتوى للمجموعه وعلى عناصر أخرى خلافالمناصر المجموعات حتى ولو كان حصرا وآحداً ولى هذه العالة لمستخدم الرمز عبر

ہ ۔ تعادل انجمرعات :

تساوى الجموعة م الحموعة م إذا كان لكل من الجموعتين نفس العناصر عددا ونوعا

وفى مدّه الحالة نقول 🚤 ب

وفی حالة عدم التساور شول إ بیر ب

آی (لاتسازی ب

ومثن التساوى هو أن كل عنصر من شئاصر إيساوى تماماعتصر ا من حناصر ب ولا جعنا الترتيب في حذه الحالة

 $\hat{u} \times \hat{u} \times \hat{u}$ $\hat{u} \times \hat{u} \times \hat{u}$ $\hat{u} \times \hat{u}$

والتساوى يختلف عن الندادل في عدد العناصر فإذا كان لدينا الحمومة و والمجموعة ب

> ِ وَكَانَ إِ = [س، من ،ع، ل] كان ع = [س، ع، س، ل]

فإن (= • لأن كلاهما تحتوى على نفس المناصر نوعا وكما ومننى هذا أز: بـ ، منا أسمان لنفس المجموعة ولايهم القرتيب في هذه الحالة لأن

[س. ص، ع] = [ص، س، ع] = [ع، ص، ص] وكذلك إذا كانت

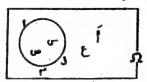
م = [س، س، ل] س=[ع، ب، ج]

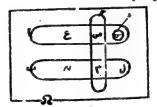
ظین م ب در أي م لا تساوي در

7 - أغبرعة المنسة : Complement

إذا فرضنا أن لدينا الجموعة و م ع م الحدومة الترر فإن الجموعة المكملة للجموعة و رومز لما بالرمز إ من الجموعة الترر نعتوى على جميع المناصر التن لا توجد بالجموعة و ولكتها توجد بالجموعة ع من الرسم يعتم أن

[- [-] =]





الفكل السابق بوضع الجموعة الاساسية a والمجموعات الفرعية لها وتلاحظ أن المنسر ص عشرك بين المجموعين الفرعيين () ح هركذلك المنصر م مشرك بين الجموعتين لفرعيتين ب ، مو وكذلك المنصر س مشدك بين الجموعتين الفرعيتين إ ، ، ي

نقول ص ع ؛ وكذلك صريم ع وكذلك تلاحظ أن ير ص إلى أن الجموعة بر يجوعة فرعية حقيقية للجموعة إ

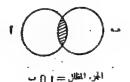
ركذلك [= [ل. م. ي.] أي المجدونة المتدة المجدونة إ بالنسبة المجموعة ٢

والمجموعة الأساسية a والتي تحتوى على كل المجموعات كا هو موضع بالتكل السابق تسمى المجموعة الأساسية أو المجموعة الشاملة Universal Set or Background Set

تقــــاطع المجموعات

The Intersection of Sets

نغرض أن الجموعة وتمثل طلبة السنة الأولى بكلية التجاره وأن المجموعة م تمثل أعضاء جمعية المحاسبة وإذا فرضنا أن هناك عدداً من طلبة السنة الآتولى فى كلية التجارة هم فى نفس الرقت أعضاء فى جمعية المحاسبة فإنه من الممكن أن تمثل



وعلى ذائعةإن المجموعة حو = [طبة السنة الاولى الاعضاء في جمدية انحاسة]
 وعلى ذلك قان تقاطع المجموعة بن إن م ويعبر عنه بالرمز إلى من المحموعة التي تشمل كل المناصر التي تعتبر عناصر للمجموعة بن و سس الرقت أنه التي تضمل المناصر المحموعة .

٠ يال:

فَ مِنْدُ الْحَالَةِ يُعِدْ أَنْ:

$$\begin{bmatrix} t \cdot Y \end{bmatrix} = \cup \Pi$$

$$\begin{bmatrix} \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\ \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \uparrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\ \uparrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \uparrow & \downarrow & \downarrow \\ \uparrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \end{bmatrix}$$

اتياد محرفتين Union

المجموعة للتي تدبر عن انحادبجموعتين هي الجموعة الذي تشمل جميح المذاصر هجرجوهة في كل من المجموعتين بدون تنكرار فتلا نو كان لدينا

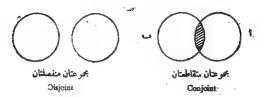
هى أغموعة المتحدة وتبر ذلك بقولنا

ان **ح = ا نا** ب

ويلاحظ أن المجموعة حيهاً كل العناصرَ التي تنتمي إلى المجموعة م أو الجموعة

م كما أنه من المكن أن يكون أحد العناصر موجودا بانجموعتين (، ب ك. ا حو الحال بالفسية للرقين ۲ ، با ولكننا لم تكروهما .

كما يهب أن نلاط أنه من المكورات العالم عنان أر لاتقاطع (عندما لا توجد أي عناصر مشتركة بينهما)



قانون التبديل

Commutative Law

قانون المشاركة أو ألاقتران Amociative Law

و عندما تقول إ إلى ب قلايوجد أي فارق بين أن تقول ب إلى إ أو إ إلى بسد
 لأن التقيجة واحده وهي الجموعة التي تتضمن إتحاد إ ، ب أو ب ، إ

وعدما يمكن إجراء هذا التبديل دون أن تتأثر الشيجة فإنه من المكن الفول. بأن الامرها إنما يخضم لفانون التبديل Commutative Law

وكذلك الحال بالنسبة لمتفاطع فن المسكن المقول أن (n = = u = p و. وف هذه الحالة يخشع التناطع أييشا كنانون التبديل

والآمرلا يغتلف عند وجودح بحوعات

فتلا (يادياء = الا(دياء) = ديا(ديا) رلمذالانامي للاتراس

مثال

رما. فلك :

$$(1.5 \cdot \xi \cdot Y \cdot Y \cdot Y \cdot Y) = (100) \cup \cdots$$

$$(\epsilon \cdot r) = (\circ \cdot \epsilon \cdot r) \cap (\epsilon \cdot r \cdot r \cdot r)$$

$$(\iota \circ \tau) = (\tau \circ \iota \circ \iota \circ \tau) \cap (\iota \circ \tau \circ \tau)$$

الحلامة :

$$100 - 000 = (100) 000$$
 $100 - 000 = (100) 000$
 $100 - 000 = (100) 000$

11 · 1 · · 1 · A)= 1 (, , , ,) = -

> €=(1)€·-ع (ب) = ٢

الجل الرياضية

Mathematica: Sentences

إذًا كان الشيخص من هو مصرى الجنبة فيمكن أنّ تقول. 1 == [من/من مصرى]

أى أن † تشكون من العناصر من حيث من هو شخص مصري

وتسمى مذه الجلة بالجلة لمفترحة ـ والجلة المفتوحة هي جلة وياضية توضعانا تمريفا لمجموعة وتحدد ثنا العناصر الموجودة في الكون والتي تدخل عن هذه المجموعة

بحوعة الحلول لجلة مفتوحة :

هي قائمة بالعناصر التي تحدد الجلة المفتوحة أى التي ينطبق عليها التعريف الوارد في الجلمة المفتوحة

المتغير ب : س في المثال السابق تسمى متغير لآنها يمكن أن تأخذ العديد من أسحاء المصري يمكن أن يدخل دون قيد أو شرط ولكن في بعض الآسيان قد ترغب في تحديد الآشياء التي تدخل في عداد المتغيرات وذلك مرضع قيد معين يحدد لنا يجال أو خلاق المتغير

مثال عددي

الفصل الشائي مبادى الاحتمالات

مقسدمة وتعريف

إ - تعتبر نظرية الاحتمالات من الفروع الهامة الرياضيات وقد النمح مطاق تطبيقها حتى أصبح يشمل كافة الملوم الطبيعية واللتنية والاجتماعية كما أن صناعة التأمين تقوم أساساً على نظرية الاحتمالات .

وقد كانت ألماب الميسر المعتلِفة دافعاً أساسياً فظهور هذه النظرية ابل إن هذه النظرية بدأت بيعض الدواسات التي قام بها الهواة والمحترفون على ألماب الحفظ منذ ثلاثة قرون .

ويهمنا في هذا المقام إيضاح بعض البادىء الأساسية للاحتالات وعسباً مع التطور التاريخي لهذه التظرية سنبدأ بعرض بعض الأمثلة التي ترتبط بما يسمى و ألمان الحظلي .

في لعبة الروليت . Roulette ، مثلا يرجد ١٩٧ رقماً وفي كل دور من ادار اللهب يدور القرص ومعه كرة صغيرة بسرعة ثم تغل سرعته تدرجياً إلى أن تستخر الكرة المرجودة على القرص عند أحد هذه الارقام (من رقم السفر للى رقم ٢٩٢) و يفرض عسده وجود أى نوع من أنواع النحكم في دوران المنرص عسده وجود أى نوع من أنواع النحكم في دوران المنرص نجد أنه من المكن أن تستقر الكرة عند أى وقم من الارقام في كل دور من الادوار أو بعبارة الحروة من الاوارار الكرة أمامها .

معنى هذا أنه عند إجراء تجربة معينة أر عملية مدينة قان هناك عدة نتائج يمسكن أن تسفر عنها هذه النجرية أو العملية . في المثال المشار إليه يمكن أن تسغر التجرية عن الحصول على أحد الأرقام حن رقم الصفر حتى رقم 1 1 .

٧ . جميرعة أرفئة التتأثيج The Outcome Set الآى تجربة هي الدئة. التي تذكون مناصرها من النتائج المختلفة التي يمكن أن تسفر عنها النه أى أن كل عنصر من عناصرها عبارة عن إحدى النتائج التي قد تحصل عليها.

وعلى ذلك تحد أن مجموعة الشائح في المثال السابق= [٢١٤٠٠٠٢ ، ٢٠١٠٠٠٢]

ركداك في سالة إلقاء قطمة من النقود فإنه من الممكن أن تحصل على صوره أو رقم مشكرن بحوعة التناتج ـــــ [ص ، عم] •

> وإذا ألمنينا بقطمتين من النقود فإن مجموعة النتائج هي [ص ص ، س س ، ب س م ، ب س ، س ص]

> > أى يميكن أن نحصل على إ

صوره وصوره أو رقم ورقم أو صوره ورقم أو رقم وصوره

وإذا القينا بزهرة من زهرات الرد على سطح أملس فإنه مرب المتوقع الحصول على أحد الارقام من رقم 1 إلى رقم 4

> وتكون محموعة التائج [٢ : ٢ : ٢ : ٢ - ٢] وسعومة لجموعة التائج بالرهن ٥ .

٣ _ الحموعة الفرعية لجموعة النتائج (الحلاث)

عند إلمّاً، زهرة الرَّد قد نسأل عن حدث معين إوهو الحصول على رقم فردى ومنا الحدث تمكن تمثية بالمجموعة الفرعية أو الجزئية

[0 (7 (1)=1

وإذا رأانا عن حدث آخر وهو الحصول على عدد زوحي فإ ذاك يمكم. تمثيله بانحموعه الفرعية

[14:11]=-

وق مثر مذه الأحوال يجب أن تلاحظ أن الحدث الاول يمكن أن يتحقق إذا أسفرت التجربة عن الحصول على رقم فردى أى إذا حسلنا على أحد هناصر المجموعة وكما أن الحدث الثانى يتحقق إذا حصانا على أحسسد هناصر المجموعة الفرعية ب

ولذلك بمكننا تعريف الحدث بأنه مجموعة فوعية من مجموعةالسائع 0 ع ـــ تعريف الإحتيال

إذا فرضنا أن مجموعة النذائع لنجربة صيئة تشكرن من عدد من الداد ر مقدار .

محيث أن

وإذا عرفنا كل مجمرة فرعية من مجموعة النتائج تتكون من عصر وأحد (أى تنيجة واحدة من النتائج) بالحادث البسيط، فإنهذا يعنى أن هناك ﴿ من الاحداث البسيطة أو ﴿ من المجموعات الفرعية لمجموعة النائج وأن كل مجموعة من هذه المجموعات الفرعية تشمل عنصرا واحداً .

وفى هذه الحالة يمكن تعريف الإحتال بأنه الرقم الذي يمكن تخصيصه أو إحااته لكل حادث بسيط والدى بعلق عليه إحتالنا لحادث ويحيث يكون، محموع الإحتالات لكل الحوادث البسيطة ــــ واحد صحيح .

ويمكن أن ترمز لإحتال الحادث البسيط بالرمز ع [مي]

وعلى ذلك فإن

1'=1',*]&+....+[,r]&+[,r]&

كَمَا بَعُدُرُ الإِشَارَةُ إِلَى أَنَّ الْحَرَادَتُ البِسِطَةُ تَنْمُتُمُ كُلِّهَا بِفُرْضُ مِتْكَافَتُهُ .

وإذا أردنا مثلا الحصول على احتال حدرث الحادث إ والذي ترمز له بالرمزر

(1) حيث ا عبارة عن بحوض فرعية من بجموعة النتائج ، فإنهذا الاحتمال
 يجموع احتمالات الحوادث البسيطة الى تتكون منها المجموعة الفرعية و

$$\frac{r}{\xi} = \frac{1}{\xi} + \frac{1}{\xi} + \frac{1}{\xi} = \frac{1}{\xi}$$

وتفسير ذلك هر أنه عند الغاء قطمتين من التقود فإن هناك ٤ حالات وهي بسد

ان تمصل بل صورة وصورة أو رقم ورقم أد يقم وصورة أو صورة ورقع

وعلى ذلك تتكون بحموحة النتائج من أربعة عناصر أى يوجد أوبعة حواهث. فيسيطة واحتال كل حادث بسيط منها عبر ألم والحادث (الحصول على صورة ورتم أو رقم وصورة أو رقين)

$$\frac{r}{\xi} = \frac{1}{\xi} + \frac{1}{\xi} + \frac{1}{\xi} =$$

واحتال الحموعة الحالبة ع ﴿] = صفر

ريمكن للخيص ماسيق فيها يلي : --

ي كن تعريف الحادث (بأنه فشة جزاية من فئة التائج الشاملة ، ٥

ويمكن أن يتعقق الحادث إذا كانت تقييجة التجربة عنصراً من عاصر هنذه الذن الجزائمة .

إذا كانت بجموعة النائج في تحترى على عدد من الفئات الجزئية الني تشكون كل منها من عنصر واحد به أي أن كل فئة تحتوى على تشبجة واحدة من من النتائج التي يمكن أن تسفر عنها النجرية به فإن الفئة الجزئية التي تحترى على تشبجة واحدة تسمى الحادث البسيط.

م يمكن تدريف الإختال بأنه زقم موجب يمكن تخصيصه لكل حايث المبط : فقة التنال م يسمل احتال الحادث البسيط بحيث ان جومي الإحالات الدكل مقد الحوادث البسيطة = 1

حال (,) :

کیس یه ۱۰ گرات حرام . ۵گرات بیشاه ای هذه الحال امتیر انجمونه الشاملة ۵ همچموعة آسکرات کایا الموجودة بالکیس رشاد عناصرها سے 10

أى أن و (٩) = ١٥

وتعتبر أن يجموعة السكرات الحراء ﴿ مثلًا هِي بجموعة فرعية من الجموعة الآساسية وعلد عناصرها ٤ ﴿ ﴿ ﴾ == ١٠

فني هذه الحالة عد أن

$$\frac{r}{r} = \frac{1}{10} = \frac{(1)^2}{(0)^2} = (1)^2$$

أى أن احتمال سحب كرة حراء من هذا السكيس 🚤 💃 .

رعموما يمكن الفول بأه إذا كانت هناك فئة شاملة 🙃 ـــ وكل عنصر

من عاصرها يعتبر سأدنا لبسيطا وأن هسسة، الأحداث البسيطة متشابهة ولحلا فرص متكافئة للحدوث . وكان لحذه ثقنة الشاملة فئة فرعية إ مكونة من مجموعة. من الاحداث البسيطة الى تجمعها صفة مشتركة فإن

$$3(1) = \frac{e(1)}{e(2)}$$

مثال (٢):

تجر اديه ٥٠ سيارة البيع من بينها ١٠ سيارات بينناه . فاذا سرفت سيارت. واحدة فا احتمال أن تكون السيارة المسرونة بيننا.

ن مذه الحاة الجموعة الأساسية ع تضمل جميم السيارات

a. = (a) a

مجموعة السيارأت البيضاء = (١)

" I- = (I) a

مثال (٣):

ف لنبة الروليت . ما احتمال أن يقوز شخصا يلعب على الأرقام التردية.

الحسل

عِمرَ بَهُ الْأَرْقَامُ الْقَرَدَةِ (1) . ثلا

وعدد عناصرها بد (١١ = ١٨

الجمرعة الشاملة للارقام كلها = مه (ع) = ٢٧

الأحتمال المطلوب = المسلوب

ينضع ما سبق أن كل هذه الإحزيلات بمكن قباسها بطريفة حساسة لهذا وعلق عليها الاحتيالات الحسابية أر الرياضية .

"Mathematical Probabilities"

وهي الإحتالات التي يمكن قياسها دون حاجة لإجراء تجارب معينة .

ولكن لا يرجد ما ينع من إجراء التبهارب وذلك للفارية بين الاحتمال الرياحي وبين الته اليس من الرياحي وبين الته اليس من الرياحي وبين التم الفعلية التي يمكن الحصول عليها وجدير بالذكر أنه ليس من المؤكد خصوصاً إذا صفر عند التجارب أن يحدث التوافق بين الاحتمال النظرى والتم المحتفظة المنافقة المنافقة على المحتفظة بين الاحتمال المطرف عليها نتامية المتحفظة بين الاحتمالات الرياضية وبين التنافج الإحصائية التي تحصل عليها نتيجة التجارب المجاية، وهذه العلاقة بحكها قانون الآعداد المكبرة.

ولفد حاول الكثير من الكتاب فدا الموضوع انتقاد الاحتمالات الحسابية ومنهم سنيوارت ميل وفين وكريستال وليس المجال هنا للدخول في تفاصيل هذا الموضوع ولكن تكل الإشارة إلى أنه التحقيق الاحتمال الرياضي لابد من إجراء عدد كبير جداً من التجاوب وأما لو قل عدد التجاوب فإنه من المسكن أن بحدث خلاف كبير من الاحتمال الرياضي والقيم الحققة ، فثلاثى ألقينا بزهرة من زهر التقارد على سطح أملس ٢٦ مرة قائه لا يمكن الحصول على كل رقم من الآرقام السنة مرتين ولو حدث هذا لسكان بمحنى الصدفة ولكننا لو أجرينا هذه التجرية عدداً كبيراً جداً من المرات فانه من الممكن أن يتمادل عدد مرات الحصول على كل رقم من الأرقام السنة .

ولحذا بعرف البحض الاحتمال بأنه التكرار النسي لحدوث حدث معين هندها تجرى النجرية عدداً كبيراً جداً من المرات . كا يتمين علينا أن نفرق بين الاحتمالات الرياضية التي يمكن الحصول عليها بالطرق الحسابية السابق الإشارة إليها وبين الاحتمالات الإحسسائية Statistical probabilities التي لا يمكن قياسها إلا نتيجة لإجراء التجارب على الظواهر المختلفة وتسجيل الإحساءات المتطقة بها من واقع الحجوات الفطية للماضي القريب، ثم افتراض حدوثها في المستقبل القريب بنفس الصورة التي حدثت بها في الماضي.

وللوصول إلى إحتمالات على جانب من العقة يتمين علينا إجراء عند كبير من التجارب أو إجراء التجربة الواحدة عدداً كبيراً من المرات .

فتلا احمالات الوفاة أو احتمالات الحبياة تعتبر من الاحتمالات الإحمالية لاتنا لا تستطيع الحصول عليها إلا بعد إجراء تسجيل الإحمادات فيكتنا على سيل المثال أن تلاحظ عدداً كبيراً من الافراد كلهم عند تمام سن معين وليسكن ٣٠ مثلا ثم نسجل عند الوفيات بين تمام السن ٣٠ وتمام السن ٣٠.

مثال : عدد الأحياء عند تمام السن ٣٠ 🚤 ٢٠٠٠٠٠ شخص .

 $197...=71 \quad ... \quad ..$

عدد الوفيات بين تمام السن ٣٠ كي تمام السن ٣١ <u>.... ٧٠٠ شخص</u> .

وعلى هذا ونتيجة لهذه التجرَّبة يمكننا أن نقول :

احتمال أن شخصاً عمره . ٣ سنة يموت في خلال سنة واحدة .

$$\cdots = \frac{}{\cdots} =$$

احتمال أن شخصاً حره ٣٠ سنة يسيش إلى تمام السن ٣١

$$\sqrt{117} = \frac{117.}{1...} =$$

وهذه الاحتمالات تنتبر احتمالات إحصائية كأنها جاءت نقيهة للمخبرة

الإحمائية ومن الفروق الاسامية بين الاحتمالات الرياضية والاحتمالات الإحمائية أن احتمالات الآخرة عرضة للتغير من وقت لآخرة أنها قد تنتقف من مكان لآخر قائلا احتمالات الوقاة والحياة السابق الإشارة إليها تعتف من معتمع لآخركا أنها قد تنفير في المجتمع أبراحد من وقت لآخر وداك الوائمكس.

من الاحتمالات الرياضية في لا تنفير إطلافاً.

فثلا إذا ألفينا بعمله متعائلة لها وجه به صورة ، وجه به رقم . فاحتماله طهورالصورة علي الله أو آسر فان طهورالصورة علي المعالم أو أسر فان الاحتمال الرياضي لا يتغير ، كذلك في أبر وقت من الارقاد في الملد الراحد عالم الاحتمال الرياضي منا عليها

كا يجب أن نشير إلى أن الاحتمالات الرياضية بمكن إيجدها بالطرق الحسابية السابق الإشارة إليها بالنسبة الهده تحدود من الحوادث والمكن لا يكن إيجادها بالنسبة الباق الهوادم . وعمرة تستخده الاحتمالات الإحد، ثبة أتباس احتمالات التارام المختلفة على سوء القيام بعد كبير من التجارب واسجيل التاجها

وثلا لو ألقينا بقطعة من المقود ؛ مرة و - صنة على الصورة ، مرة لمكان الشكرار النسي الصورة عنه ٨٠٥و. ولو أننا القينا بالقطعة ؛ مرة نحرى وحصلنا على الصورة . . ٣٠ مرة لمكان الشكرار النسي لا ٢٠٠٠ تجربة

ويزيادة عدد التجارب شيئاً قشيئاً نصل إلى الرقم الذي يمكن تسميته احتمال طهمر الضررة وهذا الرقم يصل إلى ه_وم

الفصل المثان

امثلة على الاحتمالات البسطة

عدد عناصر المجموعة الشاملة = ي (2). ددد مذاصر المجدوعة المرعمة وأى الني العمل المعلق به = ي (()

في هذه الحَالَة عند تناصر الجموعة الشممة للجموعة (وهي المجموعة **التي** تحترى على باقي العناصر التي لا توجد بالمجموعة (ولسكم) توجد بالمجموعة الشاملة حديد (آ)

ن مدَّر الحالة نجد أن

$$3(1) = \frac{w(1)}{w(0)} \quad |\text{call like}|$$

$$3(1) = \frac{w(1)}{w(0)} \quad |\text{ladd}|$$

$$\frac{(1)^{\omega}}{(2)^{\omega}} + \frac{(1)^{\omega}}{(2)^{\omega}} = (1)^{\omega} + (1)^{\omega} + (1)^{\omega}$$

$$\frac{(1)^{\omega} + (1)^{\omega}}{(2)^{\omega}} = \frac{(1)^{\omega} + (1)^{\omega}}{(2)^{\omega}} = \frac{(2)^{\omega}}{(2)^{\omega}} = \frac{(2)^{\omega}}{(2)^{\omega}} = \frac{(2)^{\omega}}{(2)^{\omega}} = (1)^{\omega} + (1)^{\omega} = (2)^{\omega}$$

$$(1)^{\omega} + (1)^{\omega} = (2)^{\omega} + (2)^{\omega} = (2)^{\omega}$$

مثال (١):

مجموعة كاملة من ورق المعب (٤٣ ووقة) سُعيت منها ووقة واحدة . أرجد احتمال أن تكون الورقة المسحوبة تحمل رقم ه

الحسان:

> نال ۲): مال ۲):

في المثال السابق/و فرضنا أننا سحبنا ورقتين مرة واحدة أوجد احتمال أن تكون كلِّيمنها ه .

الحسل:

عدد افلرق التي يمكن بواسطتها سعب ووقتين من ٥٦ ووقة . = ^{٢٥}٠٠ م

> > 1 =

:(1) المار

مندوق يحثوى هل إ من السكرات البيضاء ي ما من السكرات الحراء محمم. شخص هم من السكرات بطريقة عشواقية .

أوجد احبال أن يكون منها س من السكرات البيعناء كو ص من السكر أحد الحراء وذلك بغرض أن :

س + س = م

12 5

ی س خٍب

باستخدام النه افيق فإن عدد الطرق التي يمكن بواسطنها اختبار م . هن الحكرات من (4 هـ م) من الحكرات .

رائس المسام = المساس المس

عدد طرق اختيار س من الكرات البيضاء من إ من السكرات البيضاء

್ರರ್ =

وعبدد طرق اختيار ص من الكرات الحراء من ب من البكرات الحراء

.... الأوس

 $V_{\rm eq} = V_{\rm eq} \times V_{\rm eq} + V_{\rm eq} + V_{\rm eq} + V_{\rm eq}$

٠ مثال (٤):

محموعة كاملة من أرواق اللعب عسمه أوواقها ٢٥ ووقة ثم توزيعها بالتساوى بطريقة عثيرائية على أربعة أشخاص إ كل ت كل حاك و أوجع الاحتالات الآلة : ١ الايكون ادى الدوقة تحمل رقم ما ورقة تحمل رقم ما ورقه واحدة تحمل رقم ما ورقنان تحملان وقم ما ورقنان تحملان وقم ما ورقنان تحمل رقم ما ورقنات تحمل رقم ورقنات تحمل رقم ما ورقنات ورق

عدد الاوراق = ٥٢ منها ۽ أوراق تحمل الرقم • ١٠ ﴿ وَوَقَدُ لَا تَصَلَّ هَذَا الرَّقَمَ

و .. المنه نفس الطريفة المتبعة في مثال (٣) بحد أن الاحتمالات هي كالآفيدة،

١ - ألا يكون لدى ﴿ أَي وَرَقَهُ نَحْمَلُ رَقَّمَ ١٠

$$\frac{1}{10^{15}} = \frac{10^{15} \times 10^{15}}{10^{15}}$$

ب _ أن يكون لدى م. ورقة واحدة تحمل الرقم ١٠٠

$$^{1/44 \cdot \Lambda} + ^{1/4} \alpha_{1Y} \times ^{1} \alpha_{1} =$$

ملاحقات عن الحل:

عدد طرق اختیار ورقة واحدة نحمل رقم ۱۰ من ؛ ورقات = ^{محمو}. وعدد طرق اختیار ۱۲ ورقة ولیس بها ورقة وقم ۱۰

 $_{ij}$ $u^{ij} = u^{ij}$ u_{ij}

. والعمليّان تحدثان مداً بعدد من الطرق مقداره عمر × ^4,0,4 عدد العلرق كلوا التي يمكن بواحلتها اختيار ١٢ ورقة من ٧٣

• ° رمو مقام الاحتمال في جميع الاحوال .

م _ احتمال أن يكون لدى م ورقتان تحملاء وقع ١٠ _

170° + 110 (4 × 70° =

/V-VY=

رَجِ _. احتمال أن يَكُون لدى ﴿ ٣ ورقات تحمل رقم ١٠

110° + 1011 X 01 =

1710E.

ے ۔ احتمال اُن کِکُون لدی ہے ورقات تحمل رقم ۱۰

100° + 101 × 101 =

¥V:VY0 =

. شال (ه):

· أَلْقِيتَ بِثَلَاثَ زَهْرَاتَ عَلَى سَطَحَ أَمَلَى أُوجِدُ احْمَالُ :

٧ - الحصول على مجموع ٢ -

£ , , , -- 4

0 3 3 3 -- 47

7 + x + - f:

۱۹۰ - الحصول على بجموع ۲ 17 2 2 2 -- 11 16 31

ثم أابت أن مجموع هذه الاحتمالات ــــ ١

و _ احتمال الحصول على مجموع ٣ كل زعرة لها ٦ أوجه تحمل الأرقام ١ ٢٢ ٢ ٢ ٢ ٤ ١ ٥ ٢ ٥ . الثلاث زهرات عكن أن تظير معاً بعدد من الطرق مقداره

·福声117=7×7×7

.٠. بجموع ثلاثة يمكن الحصول عليه من الزهرات الثلاث في حالة واحدة ومَّى أن تظهر الزهرة الآول بالرقم } والثانية بالرقم 4 والنالثة بالرقم ١٠

ن الاحتمال الطلوب سے برن

y _ إحتمال الحصول على بحموع ع

بهموع ۽ يمكن الحصول عليه من حاصل جمع ٢+١+١

عدد ما ق ترتيب مذه الأرقام الثلاثة .

$$= \frac{\frac{1}{Y}}{\frac{Y}{Y}} = r = \frac{r}{Y}$$

رم يمكن الحصول عل جموع ؛ بثلاث طرق -

 $\frac{r}{r_{17}} = \psi$ الإحتمال ألما إ

س - احتمال المصول على مجموع ع

جموع ه يمكن الحسول عليه من حاصل جمع الثلاثة أرفأم ٣ ك ١ ك ١. رحده الارقام عكن ترتيها بعدد من الطرق

$$i = \frac{\lambda}{|\lambda|} =$$

کا یمکن الحصول علیة من حاصل جمع ۲ کی ۲ کی ۱ وهذه الارتام بمسکن و تیریا بعد: من الطرق .

$$r = \frac{\tau_1}{|\gamma|} =$$

عدد طرق الحصول على بجموع و = ١ طرقه .

٤ ـــ احتمال الحصول على تبدوع ٢

بحدوم ٦ يمكن الحصول عليه من حاصل جمع

1614٤ و تحدث بثلاث طرق عبتاغة

767676 وتحدث بعدد من الطرق $= | 7 = 7 \times 7 = 7 طرق و و محدث بطريقة واحدة .$

ن عدد العلى المكنة = ١٠

· الاحتمال = الاحتمال . · .

احتماء الحصول على مجموع ٧

مجموع ٧ يميكن الحصول عليه من الاث زهرات من عاصل جمي

7676T

16161

عدد الطرق المبكة

. الاحتمال المطلوب <u>----</u> 113 . الاحتمال المطلوب

٣ ــ احتمال الحصول على مجموع ٨

راال من و تحدا علمان

ر د المعدث سر د

٧ - احتمال الحصول على مجموع أ

مجموع به يمكن الحصول عليه من حاصل جمع ۲ کا ۲ کا انتخاب به ۲ طرق

٨ ـ احتمال المصول على مجموع ١٠ مجموع ١٠ بمكن الحصول عليه من حاصل جمع

⁴⁵ b yy

وبالمثل يمكن إلبات أن احتمالات الحصول على الجاميع ١١ ١٢٤ ١٣٪ كو 146 WE 176 106 18

وعدًا يديني لأنه من التركد هسمند القاء اللاث زهراتِ الحصول على أحد أنجاميع السابقة .

العصل الثالث

الاحتمالات المركبة

أولا : أنواع الحرادث

تقمم الحوادث إلى ثلاثة أنواع رئيسية :

إ ـــ الحرادث العااردة أو المانعة أو المثنافرة إ Mutually exclusive

بقال الحوادث بأنها مانمة أو طاردة إذا كان حدوث أحد الحوادث ينع حدوث الآخرى.

فدئد هند الحاء زعرة ترد مرة واحدة فإن الحصول على رقم مدن وليكن رقم ه يتنع الحصول على أي من الارتام الآخرى فينتير الحدث وعور الحصول على رقم و حدث ما تم بالذبة للاحداث الآخرى وهي الجصول على رقم ٩ و ٧ أو ٣ أو ٤ أو ٤

وفى لمثال السابق تجد أن المجموعة الصاملة عند إلقاء زهرة الترد تشكون من به عناصروإذا فرم نا أن الحدث ؛ هو الحضول على رقم به ما لحدث ب هم الحصول على رقم : عند إلتماء الرمرة ، فإن تحقق أحد الجادئين يمنع نحقق الآخر ونقول ،

"حدثان (، ب حدثان متنافران ومعنى هذا أنه لا يوجد عناصر مشتركة العشان ..

وعل ذلك فالعدد إن (أي حدوث العاداين منا) هو حدث استحيل واختهال بين غنا.

و ب سے حدرث کل من ﴿ : ٢٠

ع (إ ب) = احتمال حدرث الحدثين إ ، ب معا = صفر

ع (ا لا ب) = احتمال حدرث وأو ب أو هما معا

لأى حدثين متنافرين ﴿ ، مِن فَإِنْ إِحَيَالَ حَدُوثُ أَحِدُهُمَا أَوْكُلَاهُمَا .

3(111-)=3(1)+3(-)

ربمبارة أخرى :

إذا كان كل من ؛ ، ب مجموعة فرعية من المجموعة الشاملة @ ولاتوجد عناصر مشتركة بينهما فإن احابال حدوث أحد الحدثين أوكلاهما

$$(-1)z + (1)z =$$

والجمرعتان م ، ب في هذه الحالة منفستان "disjoine"

د (۱) اله مثال (۱) :

ألقبت نزهر تين من زهرات النرد ما احتيال العصول على مجموع به أو ميمموع به

الحسار

الحادثان متافران

عدد عناصر المجموعة الأساسه

 $ri = i \times i =$

المرض أن الحدث ؛ هو الحصول على مجموع 4 عدد عناصر المجموعة. الفرعة : عند ٤

$$\frac{1}{2} = \frac{1}{77} = \frac{1}{12}$$

عدد عناصر المجموعة الفرهية
$$= r$$
 عدد عناصر $= \frac{r}{r_1} = \frac{1}{r_2}$

$$(-)2+(1)2=(-1)2$$
 $\frac{10}{4}=\frac{1}{3}+\frac{1}{4}=$

كا هر موضح من التحليل :

وجه الزهرة الثانية

. 1	•	ŧ	٣	۲	١	
٧	3		٤	٣	Y .	1
Α	٧	٦.	9	£	٣	م م س ه رجه الزهرة الأول
1	Α	٧	7	0	٤	1 7 5
1.	4	A	٧	۳,	•	1 1 12
11	1.	۹.	. A	٧	٦.	0 3.
17	11	3	4	٨	٧.	ا ا

مجموع وجبى الزهرتين

والعاعدة السابقة قاعدة عامة مهدأ تعدت الموادث

م ــ الموادك المداركة جوثيا

ا ربال الدوادت ترجه بينها مناصر مشاركة أي ليست طاردة لهمينها للبعض الربال لدينها المناها المعالم المرادة الدوادة المرادة المر

 أخرج من الميام الماريونة القرعية اللي السل كل المناصر اللي تمثير عناصر المجروعة إلى المجلوع من في الحي الوقيد

ول مذه الحالة نجد أن:

إحتمال حدوث الحادثين مما أي حدوث و ، ب مما برحر له بالزمن

$$3(1 \, \Pi \, \Gamma) = \frac{\sigma(1 \, \Pi \, \Gamma)}{\sigma(1 \, \Pi \, \Gamma)}$$

(Y) Jim .

مجموعة كانلة من أوران اللهب (٧٥ ورقة) محبنا منها ورقة واحدة ما إحتال أن تكون الورقة المسعوبة منتا وتحيل المون الإحر

الحل

.aT = (a) ~

ر. (۱) عند الأوراق المراء = ٢٠٠

مه (ب) عدد البنات == ع

ب (إ ∏ ب) حد عدد الأوراق التي تممل المون الآخر وبلت في نفسر. لوقت ــــ *

$$\frac{1}{2} = \frac{1}{4} = \frac{1}{4} = \frac{1}{4}$$

إستال حدوث أحد للحدثين أوكلاها : ..

$$\frac{(-\Pi 1)z - (-1)z + (1)z = (-1)y}{(-1)z - (-1)z} + \frac{(1)z}{(-1)z} = \frac{(-1)z + (1)z}{(-1)z - (-1)z} = \frac{(-1)z + (1)z}{(-1)z} = \frac{(-1)z + (1)z}{(-1)z}$$

ويلاحظ أنتا طرحا ب (1 إم ل) لأنه الرآمنية عاصر ؛ على عناصر لـ دون طرح قان مذا يعنى أننا أحدنا العناصر المشتركة بين (، ب في الاعتبار مرتين .

: (7) - 12

ق المثال السابق رقم ۲ ما احتيار أن تكون الورقة المسحوبة بنتا أو أن تكون حوام.

الحل

ويلاحظ أن العدّ صر المشتركة عددها ٢ لآن هناك بنتان لوتهما أحر وهاتان البنتان يعتبران من عناصر ٤ ، م على حد سواه .

ع _ ألح ادث المنه Separate Events _ ٣

العوادث التي لا تتنافز مع يعضها البعض والتي لا تتداخل في بعضها البعض تسمى حوادث منفصلة بد وبلاحظ أن العوادث المفصلة تنتمي إلى مجموعات تناتج متفصلة بـ فعلى سعبل المثال إذا أو القينا عمله إلى أعلى فانه من الممكن أن تحصل على صورة أو رقم .

وفى هذه العالة تشكون مجموعة النتائج من عنصرين أى [س. كا ممهر]

واحتمال الحصول على صورة 🕳 🗜

ولو أننا أقتينا بالمملة مرة ثانية إلى أعلى فإنه تكون لدينا مجموع نتائج هيمة

أي [منم ، س

وا لحنث الحصول طرصورة في المرة الآول، متفسل تماما عن الحنث ، المعمول على صودة في الرمية الثانية ، لآن كل منهما ينشى إلى مصوحة تتأثيم منفصلة

وتتقمم هذه الحوادث إلى حوادث مستقلة وأخرى غير مستقلة .

وسنسكتني الآن بالنول بأن الحوادث المستقلة هما لحوادث التي لايؤثر تمنق إحداماً أو عدم تمفقة في الحرادث الاخرى

وأما الحراث غير المستقلة فهن الحراث التي ترتبط بيعنها البعض يحيث أن حدوث أ حدما يؤثر في الحرادث الآخرى

فلو كان لدينا كيس به بعض الكرات الحراء وبسن الكرات الصفراء نان عملية سحب كرة من البكيس بطريقة عشوائية (؛) مثلا لا يوثر في عملية سحب كرة منافسكيس مرة ثانية (ب) مثلا إذا كانت السكرة التى تم سمها في المرة الأولى ستعاد إلى الكيس قبل إجراء السحب في المرة الثانية

فيمثر الحدثان ، . . . مستملان عن يعضها وأما لوكانت الكرة التى صجت من الكيس فى للرة الاولى لم ترد إلى الكبس قبل السحب النائ لسكان العملية ، تأثير على العطية ف ولسكان الحدثان مرتبطين ببعضها البعض

الاحتمال الشترك لحدوث حدثين أو أكثر من الحرادث المستثلة

(ه ب عمليتان مستفلتان عن يعضهما البعض وإستمال حدوثهما عدم ()) راز (ب) على التراتيب

> ا چشال حدرت (لحدثین ۱ د ب سا ۲ (۱ - ساز عام (۱) × ۲ (س)

وبالمثل

 $(2, \dots, 2, \dots, 2)$ $= 2(1) \times 2(-1) \times 2(2) \times \dots \times 2(2)$

الإحتال الشرطي :

في المثال السامن لاحثنا أن الأحدث مستقة معتبها الدعن فمدًا فإن إحتمال حدوث الحدث ب بعرض أن الحدث إضفن يرمز لهيالرمز

ع (س/۱) دمو بدادی ع (س)

لأنه لا برجد أن تأثير العدث إعلى الحدث ب

رعلى ذلك فنى الأحداث المستقلة فإن الاحتمال الشرطى لعدث ب بفرض أن الحدث إقد تحقق عدا حتمال حدرث الحادث ب

وأما لو كانت الأحداث غير سنقلة "Dependent"

قَانَ الاحتمال الشرطى للجنت ب ومو ع (س/1) لا يساوى ع (س)

وعلى ذاك فاحتمال حدوث عدة حرادث غير مستقلة (، ب ، ح و على الله عالى الله عالى عام كذا = (الله عالى الله

أى يسارى احتمال حدوث الحادث الأولى×احتمال حدوث الحادث الثانى يقرض أن الحادث الآول قد تحتق ×احتمال حدوث الثانمث بفوض أن الحادثين الآول والتال قد تحققا .

وعموها تحد أن الفاعدة التر تعلق بن جالة الحوادث المستقلة وغير المستقلة هي تاعدة قضرب مع تارق واحد وهر أنه بالقسبة للعوادث، غير المستقلة تحد أن تلاحظ أنه عندما معرب الاستمال الآول في الثاني محسب الاحتمال مدل بفرض أن الأول قد تحتق . والامثلة الآنية توضع لنا العارق بين الاحداث المستنلة رغير المستغلة .

مثال ۽ :

القيت بقطمة من النقود المتماثلة مرتين إلى أعلى . أوجد احتمال الحصول على صورة في المرتين .

: 1

احتمال الحصول عل صورة في المرة الأولى = بـ إ ي د د د د د الثانية = بـ

وحيث أن كل حدث من الحادثين مستقل تماماً عن الآخر ، ولا يوجد أي ارتباط بينهما . فإننا تطبق الفاعدة

$$(-) \mathcal{E} \times (1) \mathcal{E} = (-1) \mathcal{E}$$

$$\frac{1}{1} = \frac{1}{7} \times \frac{1}{7} =$$

مثال ه :

كيس به ووكرات حراء ، يوكرات زرقاء ، سحبنا كرة من الكيس ولم فردها ، ثم سحبنا كرة أخرى من الكيس ، أوجد احتمال أن تكون كل من الكرئين المسحوبتين زرقاء .

الحسل:

$$\frac{Y}{v} = \frac{\frac{8}{18}}{18} = \frac{\frac{8}{18}}{18}$$
 احتمال سحب کرة زرقا. في المرة الثانية $= \frac{y}{18}$ احتمال سحب کرة زرقا. في المرة الثانية $= \frac{y}{18}$ $= \frac{1}{18}$ $= \frac{y}{18}$ $= \frac{y}{18}$

ملاحقات على الحل: الاحتمالات منا غير مستقلة .

$$z(1/-)z\times(1)z\times=(-1)z$$

 $\frac{7}{11} = \frac{7}{17} \times \frac{7}{7} = \frac{7}{11}$

لأن ع (ب / ;) أساوى أحتمال سحب السكرة الزرقاء و المرة الثانية

بِفَرضَ أَنَ الْأَحْتُمَالُ فَى الْأَولَى قَدْ تَحْقَقَ ءَ أَى كَانِتِ الْـكَرَةُ الْمُنْجَرِبَةِ فَ المُرةَ الأولى زرقاء.

أمثلة عامة على الاحتمالات

المال الأول:

إذا كَان ادبتا عملية مسينية ورعزنا لاحتمال التجاح بالرمز ع واحتمال الشغل بالرمز ل

فا هو احتمال تجاح هذه العماية خلال مم من المرات الآول المتنالية وفضلها في باقى المرات وذلك بفرض أننا كرونا هذه العملية يو من المرات ينفس الطريقة وفي نفس الظروف

الحبيل:

احتمال النجاح في كل مرة = ح

أحتمال الجاح م من المرات الأولى المتثالة = ع ؟
 ك احتمال العشل باقى المرات وعددها (رمر م) = لامر ؟

رز الاحتمال المطلوب ع ع × لا-؟

المال الناني :

في المثال الأول أوجد احتمال تجام الممن المرأت .

: []

في المثنان الآول حصفا على احتمال تعالج العملية خلال م عن المواجه بالرين الخاف الدور المترافق المراجه .

وتكان في وقا المائل بريد المامول على احتمال تماح العملية في ووقع من المرأت دون أن تنتيد بمدهم من الرات الآول للمثالية . ولحق لا وويشوب والاستمال الذي حوالة عليه في المثال الأول في عدد طرق اسبيار مرمن المرات سن بين ه من المرأت أى يطرب الاستهال السابق 🔀 العمل وبهذا يكرن الاحتهال. لمطنوب .

التالي الناك و

ألفيت بقطعة أن النقود المن ثلة ١٠ مرأت مثالية إلى أعلى .

أوجد احتمال الحصول على صورة في المرتمن الأولى والنانية فنط.

المل

الاحتمال المطلوب ير

$$\frac{1}{1} \cdot \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{1} \cdot \left(\frac{\lambda}{1}\right) = \frac{1}{\lambda} \left(\frac{\lambda}{1}\right) \times \frac{\lambda}{\lambda} \left(\frac{\lambda}{1}\right) = \frac{1}{\lambda} \cdot \frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda$$

وذلك تطبيقاً تقاعدة السابقة في المثال الإول.

ألاحتمال المطلوب = ما 🗴 لاما

عدد مرات التعربة _ و إ أى اله _ و ١٠

" عدد مران، الحصول على العورة = ٢ أد م = ٢

1=1-4

الثال الرابع:

في المثال السابق:

اوجد إحيال الحصول على صورتين :

الحل:

بالارترشاد بالمثال رقم (٢) قان .

$$\frac{1 \cdot \lambda^{\frac{1}{2}}}{\frac{1}{4}} = \frac{1 \cdot \lambda^{\frac{1}{2}}}{1 \cdot \lambda} \times \frac{\lambda^{\frac{1}{2}}}{1 \cdot \lambda} \times \frac{\lambda^{\frac{1}{2}}}{1 \cdot \lambda} = \frac{\lambda^{\frac{1}{2}}}{1 \cdot \lambda} \times \frac{\lambda^{\frac{1}{2}}}{1 \cdot \lambda} \times \frac{\lambda^{\frac{1}{2}}}{1 \cdot \lambda} = \frac{\lambda^{\frac{1}{2}}}{1 \cdot \lambda} \times \frac{\lambda^{\frac{1}{2}}}{1 \cdot$$

الثال الحاس ،

صندوق به مركزات متشابة فى كل شيء عدا اقزن منها ه كرات حرام كام كرات بيضاه ، سعب شخص كرة من الصندوق بطريقة هشوائية بلات مرات متنالية ، فاذا علم أنه كان رد الكرة إلى الصندوق عنب كل سرة يسحب فيها الكرة .

فأوجد احتمال أن تكون الكرات التي ثم سعبها منها ٢ همراء وواحدة بيضاء ،

: 141

احتمال سعب كرة حراء في المرة الواحدة = برا

حتما ل سحب كرة بيعناه في المرة الراحدة بيب ب

عدد مرات السحب ٢ مرات .

رُلُو كَانَ الاحتَمَالُ المطلوبُ هُرُ سَجَبِ كُرَةَ حَوَّاءً فِي المُرْتِينِ الآولِ وَالثَّافِيةِ ربيعناء في الثالث .

$$\frac{r}{\lambda} \times \frac{a}{\lambda} \times \frac{a}{\lambda} = \frac{1}{\lambda}$$
 لكان هذا الاحتمال $\frac{r}{\lambda} \times \frac{r}{\lambda} = \frac{r}{\lambda}$

ولكن تظرأ لآنه لم يحدد لنا هذا التحديد بل طلب منا احتمال الجمعول على كرته حراورين خلال المرات الثلاث فان هذه العملية تحدث بعدد من الطرق تداره كن = ٣

> لانه يمكن أن تحصل عز كرة حراء إما في المرة الأولى والتاتية أو المرة الأولى والثالثة به عالات أو المرة الذائية والثالثة

> > على حدًا يكون الاحتمال المطارب :

$$\frac{r}{\Lambda} \times r(\frac{\Lambda}{\Lambda}) \times r = \frac{r}{\Lambda}$$

المثال السادس :

مديب شفعر. ووقاين من جيموعة كاملة من أوواق اللعب. أوجد احتمال. أن تسكون كل من الورقتين المبحوبتين ولدأ .

الحسل:

عدد الطرق التي يمكن بواسطنها جعب وليدين من أربعة أولاد .

,U =

7==

ي عدد طرق سحب ورقتين من ٥٢ وُدِقَة اللهُ أَنْ اللهِ

 $\frac{1 \times 177}{1 \times 1} = \frac{1 \times 17}{1 \times 17} = \frac{1$

المثال السابع:

ما هو احيمال الحصول على وله وبقت في المثال السابق؟

: 141

 $\begin{aligned} |Y_{\text{curr}}| & \text{ if } Y_{\text{curr}} \\ |Y_{\text{curr}}| & \text{ if } Y_{\text{curr}} \\ & \text{ if } Y_{\text{curr}} \end{aligned}$

الثال الثامن:

لى مجتمع معين إذا كان احتمال أن يكون المولودذ كراً = ٣٥. وبفرض أنه تم قيد الات حالات ولادة بسجل المواليد – أوجد الاحتمالات الآنية :

١ ـــ أن تبكون الحالات الثلاث كليا من الدكور...

رسدد و و و من الإناث

2.4

٣ ــ أن يكون من الحالات الثلاث السابقة ع حالة ذكور وحالة واحدة إثاث

ب أن يكون من الحالات الثلاث ٣ حالة إناث رحلة واحدة ركور .
 ثم أوجد مجموع الاحتمالات السابقة .

. الحسال:

١ -- أن تبكون الحالات الثلاث كليا من الذكور .

. . الإحتمال المطارب = ٢٥٠ × ٢٥٠, × ٢٥٠ .

"(or) =

, (· l ·) =

ج يه أن تبكون المالات الثلاث كلها من الاماث .

و احتمال أن يكون المولود ذكراً علاجي

مان احتمال أن يكون المولود أش = ١ - ٢ه، = ٨٤،

رم. الاحتمال المطلوب $= \Lambda 3_0 \times \Lambda 3_1 \times \Lambda 3_2$

 $f(\xi_{\Lambda}) =$

alleats ==

ج ... احتمال قيد مالتي ذكور و شة إنت

= "0, X 70, X 70, X A3, = " X 76, X A3,

= FVTPKT,

.Totite =

٤ -- أحتمال قد حالتي إناث وحالة ذكرر

 $= {}^{1}v_{\gamma} \times {}^{1}\xi \times {}^{3}\xi \times {}^{7}e_{\gamma}$

ن بحوم الاحتمالات البابقة

= ۱۰۰۰،۱۰ + ۱۰۰۹۲، + ۲۸۹۲۷۳، + ۲۹۹۶۵۳، = راخ صیر

أى أنه من المؤكد أن تكون حالات النبد بسجل المواليد إحمدى الحالات الأربع السابقة

ر الثال التاسم:

باحتخدام النتائج التي حصلت عليها في المثال السابق ـــ أوجد الاحتمالات الانسة :

إن تمكون حالة قيد واحدة على الإقل من الذكور .

٢ ... أن تكون حالنا قيد على الاكثر بن الإناث.

الحسل:

ب أن تكون حالة قيد واحدة على الآقل من الذكور يتحقق الاحتمال المطلوب إذا كان هناك حالين
 من الذكور أو إذا كان هناك حالات القيد الثلاث من الذكور أو إذا كان هناك حالين
 من الذكور أو إذا كانت حالات القيد الثلاث من الذكور أ.

رمن المُدُن السابق أحد أن الاحتمال المطلوب .

= 373707, + 777217, + A.7.31, = 1.328A

مكن الحل مطريقة أسيل من الطريقة السابقة كا بلي:

. معدرع الاحتمالاتكليا 🕳 واحد صحيح .

ي أغلة الوحيدة لأن لا تحتق لما الاحتدال هي أغلة التي تقيد مها أغالات التلاث إنات

ولكن :

احتمال قيد الثلاث عالات إناث عد ١٩٥٥ م و ١٠

وهو نفس الحواب الذي حصلنا عليه من الحل الأول.

٢ _ أن تكون حالتا قيد على الأكر من الإناث .

الاحتمال الطلوب ب استمال عدم وجود إناث (احتمال حالات الدكور)

ب احتمال فيد حالة إناث راحدة

إ احتمال فيد حالتي إناث ·

- A-T-31, + FYTPAT, + 373PoT,

. ₃/.\4 £ • ^ ==

أ ي الاحتمال المطلوب = 1 – (احتمال قيد الثلاث حالات (نات) = 1 - ١٠٠٩٢,

- A+3 PAA.

المثان المائم :

کیس به ۳۰ کرته مها به کرات سوداه که کرات خشراه که ۱۸ کسترا صفراه به سحبنا منه ۸ کرات بطریقهٔ عثبرائیهٔ . أوجه احتمال آن یکون منها ۲ کرات سوداه که ۲ خشراه که ۳ صفراه .

الحسل:

$$\frac{e^{v^{\Lambda}} \times e^{v^{\Lambda}} \times e^{v^{\Gamma}}}{e^{v^{\Gamma}}} = \frac{1}{4} e^{v^{\Lambda}} \times e^{v^{\Gamma}}$$

المثال الحادي عثم :

صندوقان بالارل و كرات حراء كى ٣ كرات بيعند وبالثانى ٢ كرات حراء كى و كرات بيضاء ، فإذا سعبنا كرة من كل صندوق بطريقة عشوائية فأرجد احتمال :

- إ ـــ أن تكون كل من الكر نين المسحوبتين اللون حمراء ...
- ان نكرن كل من الكرتين المسجوبتين بيضاء المون .
 - إن تكون إحداهما حزام والآخرى بيضاء ...
 - . م أوجد مجموع الاحتمالات المابقة .

الحسل:

وعلى ذاك :

٣ ــ احتمال أن تبكون إحدى البكرتين حراء والأخرى بيصاء معناء اجتمال أن تبكون البكرة للمبدونة من المندوق الأول جراء ومن الصندوق التالي بيضاء أو المكن و البكرة المسحوبة من الصندوق الأول بيعناه برس الثاني حرام) .

وحدث أن الدلاقة ما علاية مانية أو طاردة لان حدوث الحادث بالعاريقة الأول أنشع حدول ناقاريقه الثانية رار الاحتمال المطلوب يه مجموع الاحتمالين

$$\left(\frac{\tau}{11} \times \frac{\tau}{\Lambda}\right) \times \left(\frac{\tau}{11} \times \frac{\sigma}{\Lambda}\right) = \frac{\tau}{\Lambda}$$

$$\frac{\tau}{\Lambda\Lambda} + \frac{\tau}{\Lambda\Lambda} = \frac{\tau}{\Lambda\Lambda} = \frac{\tau}{\Lambda}$$

رمجموع الاحتمالات ني (١) ي (٢) كم (٣)

$$\frac{\xi \tau}{\Lambda \Lambda} + \frac{10}{\Lambda \Lambda} + \frac{\tau \cdot}{\Lambda \Lambda} = 1$$

 واحد محيح لانه من المؤكد تحقق أحد الاحتمالات البابقة .

المثال الكائل عشر:

نفرض أن خبرة الماضى لوكبل شركة أو بل أثبتت الحقائق الآنية . _ عدد السيارات الحياعة ماركة ركورد _ _ 0.5 سيارة عدد السيارات الحياعة ماركة كاديت _ 0.5 سيارة بالنصبة السيارات المركورد بمين أن الآلوان كانت كا بلي : و 0.5 سيارات الركورد بمين أن الآلوان كانت كا بلي : و 0.5 سياراد عدد المرداد عدد المرداد عدد المرداد المركورد بمين أن الآلوان كانت كا بلي :

لى هـذه الحالة ويفرض أن ما سيحدث في المستقبل هو صورة من الماسى. ويفرض أن :

الأحداث أ

شراء سيارة وكورد = م شراء سيارة كاريت = لي اللون الآيمن = ل اللون الآحر = ل اللون الآحر = ل

فني مذه الحالة يمكن إ-نتتاج الإحتمالات الآنية الـ

ا سارة ركورد
$$(v) = \frac{v(v)}{v(v)}$$

$$_{1}^{7}=\frac{_{1}^{1}}{_{1}}=$$

٢ - إحتال طلب مارة كاديت = ٢ - ١٠٠٠

ر سکنا

، برقا عِسكن تركارين جدول إخمالات الدلا أن جدول خيرات المهامي

47

جدول الحيرة

الجسوح	أسود	أمر	أيض	الون — التوع لم
4	1	γ	۲۰-	ر کورد
٤٠٠	٧.	14-	10.	کا.یت
,1•••	14.	YA*	{3.	الجسوع

جدول الإحمالات

-	أنجسوح	P	, J	ĻJ	
	,7+	,۱۰	۶۴۰	،۳۰	~
	, .	3* V	۸۱,	, 18	ا او
	,	,19	,۳۸	, ξ ,	المحرع

وبمكن من الحذول السابق إستشاح الإحتيالات الآتية : ـــــ

$$\frac{1}{2} = \frac{|\pi|^2 \int \int dx}{\int dx} \int dx \int dx$$

$$= \frac{1}{2} \left(\frac{\nabla \cdot A}{2} \right) = \frac{1}{2} \left(\frac{\partial \cdot A}{\partial x} \right) \int dx$$

$$= \frac{1}{2} \left(\frac{\partial \cdot A}{\partial x} \right) = \frac{1}{2} \int dx$$

$$= \frac{1}{2} \int dx$$

ويمكن الحصول على هذا الإحبال من الجدول مباشرة (عود أول صف أول)

$$\gamma = \{-i\} \cup \{0\}$$
 for $i = 1$
وعدًا الاستــال عِكن الحصول عليه من الجد ل مباشرة . (عمود ثان صف ثان) = 11.

رمكلنا بالنسبة لباقى الإحتمالات التي يمكن الجصول عابا من الجدول

ر يلاحظ أن ع (س) أى إحتمال أن يعالب العميل سيارة ركورد == ٦٠

وهو يسادي. ۳ + ۲ + ۱ او

أي أن

(,30)==(v)+5(v2)+5(v2)

ويطلق على ذلك الإحتيال الحدن الحدث س

. أي أن الإحتال الحدي المنصمين

والمستبير محمرات إحتمالات الحوادث ألتي لها عصائم وهذا المهرف

وعلى ذلك فالإحتمال الحدى لأن يطلب العميل سياره ركورد من أى لور بيد إحتمال أن يطلب العميل سيارة بركورد

والان ننتقل إلى إحتمال آخر

مامر إحيّال أن الشخص الذي يريد سيارة ركورد سيختار اللون الآبيض؟ والمقصود هنا

هو أن المميل قد إختار معلا السيارة الركورد وأن المطلوب هو قياس إحمال أن كه ن اللون أسطأ

أى الإحتمال الشرطى بأن العميل سبختار سبيارة - بيضاء بفرض بأن له بنا العقيقة المقررة سلما وحو أن نوع اسبارة المطلوبة ركورد : •

نى هذه العالة تصبخ لديًّا مجموعة الحارل عد (١٠٠ = ١٠٠ -

وعدد السارات البيعناء = ٢٠٠٠

م مكن كتابة هذا الاحتمال كا يل: --

$$\frac{(\sqrt{|v|})}{\sqrt{(\sqrt{|v|})}} = (\sqrt{|v|})^2$$

$$\frac{1}{\sqrt{v}} = \frac{1}{\sqrt{v}} = \frac{1}{\sqrt{v}}$$

وهذا الإحتال بحلف عر الإحتمال المشترك لطلب مسيارة وكورد ربعاء لاز هذا الاحتمال الاخير

$$= 3(\sqrt{l_1}) = \frac{\sqrt{(l_1 - l_2)}}{\sqrt{(l_1 - l_2)}} = \frac{\sqrt{(l_1 - l_2$$

ويلاحظ أن الإحتال الشرطى
$$v(U, U, V) = \frac{v(U, V)}{v(V, V)}$$

$$\frac{(v,J)z}{(v)z} =$$

= الإسمال الشرك اطلب سيارة ركورد وبيضاء مقسوما على إستال طلب سيارة كرود من أى لون

وعوماً :

الإحتال الشرطى لمدت ب يفرص أعلق مادية آخر و عند الإحتال المدارك المدارك و من الإحتال المدارك المدارة و المدارة و المدارة و الرائد و المدارة و الم

محاولات بزنوالي

Bernoulli Trials

إذا عرفنا إحمال نجاح حدث معين فإننا تسرف في نفس الوقت إحمار الفدل ، لأن إحمال النجاح لم العشل ــــ ١ كا سبق الإشارة اليه

فإذا كانت (مم العثة التي تشمل حالات النجاح) ب هي انفشة التي نشمل حالات الفشل

فإن ا ۸ = • ه و کال ا ۸ ا = • و کال ا ۸ ا ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا ۱ م ا

 $3(1 \wedge \nu) = 0$ $3(1 \vee \nu) = 1$

وحيث ١ ٪ ب متافران فإن

(-)2+(1:2=(- V1)2...

أي أن

إحيال النجاح أ إحتمال الفشل عد ١

رزدا لحمنا عبنات من سلمة مدينه في الماضي ورجعنا أن هرم منها فاسداً . دو مرد ساخاً

فَإِنْ خَبِرَةَ لِلْأَضِي هِذَهِ تَفْهِدُ مَا فِي الإَجَارِ، عَلِي السؤال الآتي :

إذا كان إحبال أن تجد وحدة بالسدّ به والا أن تسكون ٢٥ وحدة فاسنة من بين ١٠٠ وحدة تم غصها

الإحتيال المطلوب

 $= (v_1, \times (v_2)^{ct} \times (v_3)^{ct})^{ct}$

رِنَهُ أَسَقُ أَنْ أَرْخَمَا السَّبِ فِي الْخَرْبِ فِي * أَحْجُهُ

لانه من الممكن أن تسكون الخشة وعشرين وحدة الأولى فاسدة والباقى سلبة ومن الممكن أن يكون الخشة وعشرين برحدة من رقم ٢ الل ٢٣ فسدة أو من رقم ٣ لل ٢٧ وحكفا

لمنذا ويحب أن نختار ه 7 و حاء من ١٠٠٠ . وكل محاولة من هذه المحاولات أسمى عادلة برنونى وعدما تبكون هذه المحاولات مستقلة عن بعضها البعض وأن نتيجة أي عاولة ليس لها تأثير عنى المحاولات الآخرى ويفرض أن استهال النجاح بيد مع واحمال الفشل بيد ل

فأن

وتسمى صدّه العلامة بالإحتال ثنائى الحديز لآنه من الممكن استباطها من مفكوك ذات الحدين (ح + ل)*

ويتطبين هذه العلاقة في حالة القا. زهرة واحدة من زهرات الثرد عدة مرات يمكن الحصول على الإحتيالات الآنية وذلك بفرض أن احتيال التجاح وهو الحصول على رقم ٦ في نارة الواحدة عليه لم واحتيال الفشل عليه \$

وأننا أجرينا التيمرية 6 مرات فإنه يمكن حساب احتيال النجاح صفر مرة . مرة واحدة ، مركين ٢٠٠٠٠ ، و مرات

> وذلك إعطاء من القم صفر : ١ : ٢ : ٣ : ٤ - ٥ ف البلاقة هن ج (ح) / (ل إن المحا

عل الرجه الآتي:

س = عدمرات النماح ، ع (س) = احتال النجاع س من المرات

و يلاحظ ان هذه التائج ممكن الحصول عليها من مفكوك المقدار في الحديد $(\mathring{+} + \mathring{+})^{\circ}$

ومنى هذا أنه لو كان لدينا احتمال النجاح والنشال العالة الراحدة أي التجرية الواحدة فإنه من المكن حساب احتمال النجاح لأى عدد من التجارب .

ويمكن أن نقيس الإحتالات المختلفة

· مثال (و) :

هد القار زهرة ترد ما أحتال الحصول على وقم ٣ مرتين من ١٠ مرات

الحيل

الاحال = الدار (+) (+)

: (Y) Ja

مَا أَحْمَالُ أَلِحُصُولُ عَلَى رَقِّم ٣ مَرْتَيْنَ عَلَى الْأَكْثُرُ ﴿ مِنْ الثَّالُ السَّابِقَ

イニン(マミア) (マニン)+3(マニア)+3(マニア)

الامد (١) (١٠) + ١٠(٩) مد (١) (١)

"(4)"(4).o"+

:(") 15

القبت بعملة ع مرات الى أعلى

أوجد استال الحصول على صودة ٣ مرات على الأكثر

الحسل

الاحتال مو ع (ع ح ٣)

(1=v)2+(1=v)2+(1=v)2=

· (T=V)2+ .

 $\frac{10}{11} = \frac{\xi}{11} + \frac{1}{11} + \frac{\xi}{11} + \frac{1}{12} = \frac{1}{11}

وعكن الوصول إلى الحل بطريقة الإستمادكا على:

. ﴿ لَمَا لَا الوحدة الَّذِي لَا تُعْتَقَ لَاحْتَمَالُ هِي جَالَةَ أَحْصُمُولُ عَلَى الصَّورِ نه مرات

احتال المعمول على الصورة ع مرات

عدان (أ) ا (أ) صفر

4=171=

4.8

الإحتال المطلوب <u>= 1 - 1 = - 1 الإحتال المطلوب = 1 - 1 ال</u>

مثال (٤)

آلة تنتج سلمة معينة فإذا دلت التجارب على أن احتال أن تكون السلمة معطرية هـ ه • إ أخذنا ه رحدات بطريقة عشوائية

أرجد الاحتالات الآنة : ...

١) أن تمكون الثلاث وحدات الآولي مطوبة

(٣) أن تبكون للاث رحدات مطربة بمانا

(٣) أن تكون ثلاث وحدات معطر ة على ألافل

(٤) أن تبكون ثلاث رحدات .مفربة على الاكثر

الحسل

. ﴿ ﴾ ﴾ أن تمكون الثلاث وحدات الأولى معلوبة فعد قلك أن الوحدتين الأخرنين طبيتان ويكون الاحتال

 $=(\circ\cdot,)^7(\circ t,)^7$

(۲) أن تكون ثلاث رحدات مطوبة

=°u1(00,)7(00)

(٣) أن تكون ثلاث وحدات مطوبه على الأفل

(r<v) ==

(·=v)2+(!=v)2+(r=v)2=

﴿ يَمَ ﴾ أَنْ تَسَكُونَ اللَّاتِ وحدات بمطر ، على الْأَكْثَر

=3(ソ=ル)+3(ソ=リ)+3(ソ=ソ)と=

(> V) Z =

17=1)2+

او

(1 < 0)2-1=

=(1/1) + "0, (1/1) =

[°(,...)+(,1...)(,...),u°]-\=

 $+ {}^{\circ} \upsilon_{1} (\cdot \circ)^{\dagger} (\cdot \circ)^{\dagger} + {}^{\circ} \upsilon_{2} (\cdot \circ)^{\dagger} (\cdot \circ)^{\dagger} (\cdot \circ)^{\dagger} +$

تمارين متنوعة على الاحتمالات

 ا ألقيت يزهرة مززهرات الدد مرتيزه تناليان إحسب احتيال الحصول على الرقم ٢ مرة على الآق .

۲ - صندوقان بالارل ۱۰ کرات زوقاه ی د کرات بیضا. و بالتانی
 ۶ کرات زرقاه ی ۲ کرات بیضاه سحبنا کرة من کل صندوق بطریقة عشوائیة ،
 آجد احتال :

- (١) أن تكون كلاهما زرقاء
- (ب ، بيضاء،
- (ح) و و إحداهما زرقاء والآخرى بيعنا. .
 - (ء) أُرجِد بحوع الأحمالات السابقة .

 ٣ ــ صندوق به ٥ كرات حراء ٢ كرات زرقا، ٢ كرات خضراء وسحبنا منسسه كرة بطريقة عشوائية ثلاث مرات متنالية . احسب احتيال أن وتكون/الكرات اللاث المسحرية من النوع الآخر والآزوق والاخترعلى الرئيب ذلك بقرض :

أولا: أن الكرة الل تسعب من الصندوق رَّد قبل السحب التالي .

الله : أن الكرة الن قدم من المندوق لا ترد.

 ٤ - ألفيت برهرتين من زهرات الدي ثلاث مران متنابعة على مطح ألمس . أوجد إحتهال الحصول على بجوع به

أولا تبعرة والبدة يقطب

النيا : مرة على الاقل.

عَالِناً : مرتبن على اللاكثر.

- إلى م شخصان احتال وفاتهما خلال ١٠ سنوات يساوي إلى كم لم
 الترتيب ـــ أوجد الاحتالات الآنية :
 - (1) أن يموت 1 كا م قبل نهاية العشر سنيوات.
 - (ب) أن يميش الإنتان حتى نهاية العشر سنوات .
 - (حر) أن يعيش واحد على الأقل حتى نهاية العشر سُنوات . ﴿
 - (و) أن يموت واحد على الأفل قبل نهاية المشر سنوات .

 ب جموعة كاملة من أوراق العب (عن ورقة) سَعِبًا منها ٣ ورقات مرة واحدة . أوجد احتمال أن تكون الاوزاق المسحوبة تحمل الارقام
 ٨ ك ١ ٤ ك ١٠ ١٠

ل التمرين السابق أوجد الاحتمال بفرض إننا سحبنا ورقة واحدة
 ثلاث مرات متنالية دون ود الورنة السحوية .

بر ــ مجموعة من أوراق اللهب عددها ١٦ ورقة عبارة عن ير أولاد
 ك ابنات كر ير وجال كر ي عشرات . ثم توزيعها بطريقة عشوائية بين اللاعبي
 إ كر ت ــ وجد احتال حصول اللاعب إعلى الأربعة أولاد .

٩ -- آلة تنتج سلمة مسينة وتبلغ نسبة الوحدات النالفة . ١ % من الإنتاج .
 أخذنا خسة وحدات بطريقة عشرائية أوجد الاحنهالات الآنية :

- (1) أن يكون منها ٣ وحدات ثالفة تماماً .
- (ب) أن يكون منها ج وحدات تالفة على الاقل .
 - (ح) ألا يكون بها أى وحدات تالفة .
 - (ء) أن تكون كلما نالغة .
- ١٠ كيس به ه كراف حجث منه بطريقة عفوائية كرة أو أكثر أوجد أحتال أن يكون عدد البكرات المسحوبة فرديا.

عدد الطرق الى يمكن بها سمب كرة أو أكراً Y = 1 - 1 = 17 طریقه

والاحتال المطلوب 🛌 📆

= عالة سعب كرة أو ثلاث كرك أو وكرات

القمة للتوقعة

Expected Value

مفرمز:

من السهل على الانسان أن يتخذما يشاء من القرارات في ظل أمور واضحة ومؤكدة سد فعند شراء سلمة متماثلة فإنه يبحث عن أرخص المصادر لشراء مذه السلمة وهو يقارن بين التكاليف ويخنار المصدر الذي يمكنه من الحصول على السلمة بأقل تكافحة ممكنة

ولكن عندما تصبح أمام حالة من عدم التأكد ، فإننا نتخذ القرارات على ضوء توقعاتنا المتتائج وبالتال على ضوء القرم المختلفة للتوقعات المختلفة

والقسة المتوقعة لأي حدث

سيد نيمة العائد من تحقق هذا الحدث 🗙 احتال حدوث هذا الحدث

فئلا الشخص الذي يلمب الكسب رهان ممين فإن القيمة المترقعة لهذا الحدث (كسب الرهان)

ے قیمة الرمان x احتال الفوز به

الترمة بمكن استخدامها في بعض التطبيقات التجارية العصول من رئح ودلك بحساب النيم المتوقعة المختلفة لإختيار أعلى هذه اللهم كا هو واضع بالمثال الآتي :

تاجر پييم سلمة معينة ، ويريخ ف كل وحدة پييم! ١٠ قروش ويخسر في كل وحدة لا يستطر - بها ۽ قروش

(اما نقيمة لأن السلمة فابلة الثلف أو لأى سبب آخر)

وبريد أن يحدد الكية الواجب تخزينها من هدنه اسلمة للحصول على كمر قيمة مترقمة عكمة . ويرجوعه الى غيرات الماضى تقبين له أن أرقام مبيماتة كانت كا يلى وذلك عن ١٠٠ يوم

التكرار	قم ألميعات
ه بوما	ه ۲۰۰ وحدة
» T*	
. Y.	1 8
صفر و	

الحسل

أولا : تكوين جدول احتالات

واضح أن الآيام موضوع العراسة كانت . . . يوم وأنه خلال . ه يوما كان يجيم ٢٠٠ وحدة وعلى ذلك فاحتلل أن يبيع ٢٠٠ وحدة في أي يوم من الآيام

$$\frac{1}{Y} = \frac{\bullet \cdot}{1 \cdot \cdot} =$$

وعلى ضوء هذأ يمكن قياس التيم المتوقمة البدائل المختلفة العروضة أمامه

أولا : إذا قرر التاجر أن يخزن ٢٠٠ وحدة فإن التيمة المنوقمة بمكن حاياً؟ بل :

> ف ساق بيع ٢٠٠٠ وحدة فملا يكون الربح الـكلى المتوقع ً • ٢٠٠ × ٢٠٠ = ٢٠٠٠ قرش

حيث أنّ ربح الوحدة الواحدة عد 10 قروش واحتال أن بيبع ٢٠٠ وحدة == لم ولكن من المتعلم أيضاً وبنسبة ٣، أن يطلب ٢٠٠٠وحدة ويكون الربح المتوقع ٢٠٠ × ٢٠٠ × ٢٠٠ فرش

ويلاحظ منا أننا خريثاً ٢٠٠ وليس ٢٠٠ لانه لا يمكن للناجر أن يبيع أكثر من الكية لئن قرر تخوينها

رمن الممكن أيضا وغم أنه قام بتخزين . . ٢٠وحدة نقط أن يطلب منه شراه . . يحرحدة باحثمال ٧. ولكه فى هذه الحالة أنّ يبيع سوى ٢٠٠٠وحدة و نكون إ تبعة الرج المتوقع `` = ٢٠٠ × ٢٠ = ٢٠٠ قرش مستسسم مست

ر على هذا يكون قيمة الرمج المتوقع في حالة تخزين ٢٠٠ وحدة ==[(٢٠٠١×٢٠٠)+(٢٠٠×١٠×٢٠)]

= ۲۰۰۰ + ۱۰۰۰ = ۲۰۰۰ فرش

وبالثل بمكن حساب قيمة الريح المتوقع في حالة تخزين ٣٠٠ وحدة على الرجه الثالي : ___

1 - إذا طلب . . ٧ وسنة نقط " ويج ٢٠٠٠) ويخسرُ ٢٠٠ × ه. والتبية المتوقنة أميان الربح - ٥ ، (٢٠٠٠ - ٥٠٠ عـ ٧٥٠ قرشا

٧ - إذا طلب ٢٠٠ وحدة يريخ ٢٠٠ ×١٠

واللهة المتوقعة لمثنا الربح 📄 ٢٠٠٠ م والله المتوقعة الم

٣ ــ إذا طلب . . ع وحدة فانه يبيع . ٣٠ وحدة الموجودة عندة والربح المتوقع - ٢٠٠ × ٢٠٠ × ٢٠٠ = ٢٠٠ قرش

ويكون الريخ المتوقع في حالة غزين ٢٠٠ وَحِدة

= ۲۲۰ + ۲۰۰ + ۲۰۰ = ۲۲۰ فرشا

🚤 ۲۰۰۰ قرشا

كما يمكن حساب الرع المترقع في حالة يغير بن ٥٠٠ وحدة فنجده = ١٥٥٠ وبهذا تكون اكبرقيمة مترقفة لمريح = ٢٢٥٠ عندما يكون المخرون = ٢٠٥٠ عندما

" وَيَكُنَّ لَا خَيْضَ هَذَهُ ۖ النَّالِمُ فَي الجُدُولِ الْآلَ: "

و المراج على البدائل المختلفة للمخرون السلمي					الطاب.	
٠٠٠ رحدة	به و حدة	٠٠٠ وحدة	٠٠٠ رحدة	احتال	هدد	
Y0.	••• • 3" ~ 1	Λο.	1 20 Mar 1 a 1		vi.	
	1	1000	γ	- ,10 ; :		
***	Vo•	4		18	** *	
V	A	1.0	•			
۲۵۰۰ مغر		۲۰۰۰ صفر	سابق هراني	 : منفر -	· · ·	
 	£	140	· · · · ·	1 145	القبدة	

وبلاحظ من الجدول السائِق أنَّ القَيْمَ السَفل = صالى الربح والقيمة العلما تمثل القيمة المتوقعة لصائى الربح كان الربح بها إستال الحصول عليه

ملخص لاهم مبادئ نظرية الإحتمالات مع آمثلة محلوله للإيضاح

 (١) الفئة الشامله هي الفئة التي تشمل جميع العناصر الناشئة عن إجراء تجرية معينة وتسمى فئة فضاء العينة Sample Space ويرمز لها بالرمز Ω

وإحتمال ونوع الحادث أ ويعبر عنه بالرمز ح (أ) = عدد عناصر الفئة أ متسوما على عدد عناصر الفئة الشاملة حيث (أ) > الصفر

، ح (أ) < من الواحد الصحيح

 $1 \ge (1) \le 1$ و بغیر عن ذلك بالقول صفر

 $\mathbf{1} = (\Omega)$ وكذلك ح

(٢) يقال للحدثين أ . ب أنهما مانعان أو طاردان إذا كان وقوع أحدهما يمنع وقوع الآخر «Mutually exclusive»

قمثلا إذا ألقينا بزهر؟ طاوله لا يمكن المصول على رقم ٥ ، ٢ في نفس الوقت على التقينا بعمله لا يمكن المصول على صوره وكتابة في نفس الوقت ولذلك فإن إحتمال حدوث المعثين المانعين = صفر أى أن ح (أ \sim γ) = صفر

، (ب) = ح (أ) + ح (ب) ، ب مانعين فإن ح (أ د ب) = ح (أ) + ح (ب)

- (٣) إذا كانت 8 هي الفئة الخالية أي التي لا يوجد بها عناصر فإن: (8) = صفر
- (1) إذا كان الحدث أ مو الحدث المكمل للحدث أ فإن ح (أ)
 =-(1)

فمثلا عند القاء زهرة طاولة واحدة فإن الفئة الشاملة = { ۱ ، ۲ ، ۲ ، $}$ ، ه، ٦ }

الحدث أ هو المصنول على رقم يقل عن ٥

$$\frac{\mathfrak{t}}{\gamma} = (1) \subset \mathfrak{t} \cdot \gamma \cdot \gamma \cdot \gamma = 0$$

الحدث المكمل أ = باقى عناصر الفئة الشاملة = (٥ ، ٦ }

$$\sigma(1) = \frac{1}{2} = 1 - \sigma(1)$$

وعموما للتذكره ح (أ ب ب) معناه إحتمال حدوث أأو بأوهما معاءح (أ∩ب) إحتمال حدوث أب معاء ح (أ) هو احتمال عدم حدوث! لان أمعناه الحدث الذي يقع إذا لم يحدث أ

ه- قاعدة عامه

إحتمال حدوث أحد الحادثين أ أو ب أوكلاهما

$$(- 1) = (- 1) + (- 1) = (-$$

احتمال حدوث الأول + احتمال حدوث الثاني-إحتمال حدوث الحادثين معا ولذلك إذا كان أ ، ب متتنافرين فإن ح (آ∩ب) = صفر

لأنه في بعض الأحيان لا تكون العلاقة بين أ. ب علاقة تنافر فإن – بل تدري بعض الأحيان لا تكون العلاقة بين أ. ب علاقة تنافر فإن حصول تدريكون هناك مشاركه بصورة جزئية عملنا إذا كان العدد الحصول على ورقة حمراء من مجموعة كاملة من أوراق اللاب (كيتشبنه) والعدث ب مو المصول على ولد

ما هي العلاقة بين المدثين أ ، ب؟

الحدث أ يتقسم إلى

ا/ب،ا ۱ب

¹(· · · î) c + (· · / î) c = (î) c

احتمال العصول على ولد أحمر = ح (أ) + ح (ب) - ح (أ \cap ب)

$$=\frac{77}{76}+\frac{3}{76}-\frac{7}{76}=\frac{\Lambda7}{76}$$

(٦) الاحتمالات الشرطية

أ ، ب حدثان ، ح (ب) > صفر

سثال

ألقيت بزهرة طاولة وعرفت أن العدث ب قد وقع وهو العصول على رقم فردى ما إحتمال حدوث العدث أ وهو العصول على رقم ه

حيث أن الحدث أ هو العصول على رقم ه بغرض أننا عرفنا أن العدث $\frac{1}{\gamma}$ قد وقع وهو العصول على رقم فردى أى $\frac{1}{\gamma}$

والطريقة أخرى
$$\cdot \cdot \cdot = (1 \cap \psi)$$
 سب المصول على رقم قودى $\cdot \cdot = \frac{1}{1}$ ح (ب) الحصول على رقم فردى $\cdot = \frac{1}{1}$

$$\frac{1}{r} = \frac{r}{3} \div \frac{1}{3} = \frac{(\varphi \cap 1)r}{(\varphi)r}$$

وهي نفس النتيجة الى وصلنا لها سابقا

$$\frac{1}{r} = \frac{|\psi \cap 1|}{|\psi|} = \frac{1}{r} = \frac{|\psi \cap 1|}{|\psi|} = \frac{1}{r}$$

(V) الاحداث المستقله Independent

يقال للحدث أ بأنه مستقل عن الحدث ب إذا كان وقوع أحدها لا يؤثر في وقوع الآخر

فى هذه الحالة نجد أن إحتمال وقوع أ بفرض أن ب قد وقع = تماما إحتمال ونوع أ

ای آن ح (آ / ب) = ح (آ)

احتمال حدرہ العبثان معا = ح (آ
$$\cap$$
 ب)

= ح (آ) × ح (ب)
وهی قاعدة عامه ، عما تعدید الأحداث

(A) الأحداث المرتبطة Dependent

احتمال وقوع حدثين أ ، ب

ال تساوی ح (ب) × ح (ا) بغرض أن ب قد رقع وعموما يمكن القول $(-1) \times (-1) \times (-1) \times (-1) \times (-1)$

قادًا كان الحدثان مستقلین قان ح (آا ب) = σ (آ) × (σ ب) V ن σ (آب) = σ (آ) بكتلك σ (ν) = σ (ν) عندما يكون الحدثان σ ، ب مستقلین عن بعضهما البعض وعموما قان القاعدة هنا هي قاعدة الضرب كل ما هنالك هو مراعاة الأرتباط إن وجد بين الحدثين σ ، ب فمثلا إذا كان هناك مندوق به σ وحدات من بينها σ وحدات تالفه وسحينا وحدثين على التتابع بون رد قاحتمال أن تكون الوحدتان تالفتين = σ (σ) σ احتمال السحب في المرة الأولى × σ (σ) σ احتمال المسحب في المرة الثانية بفرض أن الحدث قد وقع في آلرة الأولى

$$\frac{1}{1}$$
 = $\frac{\gamma}{\gamma}$ × $\frac{\gamma}{1}$ =

وأما أو أرجعنا الوحده المسحوية في المدة الأولى قبل السحب في المرة الثانية لكان الاحتمال = $\frac{7}{1}$ × $\frac{7}{1}$ = $\frac{9}{11}$

قاعدة ها عنه و يعتبر الحدث أ مستقلا عن الحدث ب إذا كان :

ح (أ∩ ب) = ح (أ) × (ب) وإلا كان الحنثان مرتبطين أى غير مستقلين عن معشّهما البعض .

مثال ذلك صندوق به ٣ وحدات من منتج معين ولدينا الحدث (أ) الصندوق به وحدات سليمه ومعطوبة والحدث ب الصندوق به وحدة واحدة على الأكثر معطوبه

$$\frac{1}{Y} = \frac{1}{A} = (\downarrow) = (\downarrow$$

ن أ ، ب جيئان مستقلان .

(A) نظریة بیین Baye's Farmula

مصنع به ثلاثه خطوط إنتاج ، الأول أ والثاني ب والثالث حـ الأنتاج = ١٠٠ وحده على الترتيب الوحدات المعطوية = ١٠٠ وحدات ، ٥ وحدات على الترتيب

من الواضع أن إجمالي انتاج المستع = ١٠٠٠ وحدة

وعدد الوحدات التالفة = ٢٦ وحدة

راحتمال أن تكون الوحدة تالله من إنتاج المسنع كله = ٢,٦ ٪

يمكن إعداد الجدول التالى :-

(0) اختمال ان تکون سن انتاج العنبر ومعطوبه (۲) × (۲)	(3) احتمال العطب من انتاج کل عنبر علی دھ	(۳) أحتمال الإنتاج للعنابر الثلاثة	(۲) کمیة الانتاج	(1) العنابو
.,.14.	۰,٠٢	٠٢,	٦	1
.,٩.	۰۰۳	,٣٠	٣	ب
,	, - 0	،۱۰	١	-3
.,.٣٦.				

وهنا يمكن الحصول على الاحتمالات السابقة واللاحقه كما يلي :-

ح (c / 1) إحتمال أن تكون الوحدة تالقه بغرض أنها من إنتاج العنبر 1 = 7. وهو إحتمال شرطى

إحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبي أ = ٦,

 $(a/c) \times (b) \times (b) \times (b)$ إحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبر أ وبالله x = x

 $= \Gamma_1 \times Y_2 \dots = Y_{\ell-1} \dots$

إحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبر ب = ٣,

إحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العتر ب وتالفه

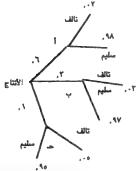
 $= .7, \times 7. = 9...$

وكذلك إحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبر حـ = ١,

وإحتمال أن تكون الوحدة من إنتاج العنبر (حـ) وتالفه

وعلى ذلك إحتمال أن نكون تالفه إذا تم أخذها من إنتاج المصنع كل بطريقة عشوائيه

ويمكن تمثيل ذلك بالشجرة التالية



والآن نسال عن إحتمال آخر وهو الإحتمال اللاحق لوقوع الحدث Posteriori

بغرض أنك أخذت وحدة من إنتاج المسنع ويجدتها تالفه . ما إحتمال أن تكون من إنتاج العنبر أ ، ب ، ح. .

الأمر هنا يتوقف على مساهمة كل عنير في - من الجدول السابق من الواضع من العمو. رقم (٥) فإن إحتمال التلف على مستوى المصنع كنه =٣٠٠.

وأن العنير أ ساهم بمقدار ١٠١٠, والعنير ب بمقدار ٢٠٠٩, والعنير هـ بمقدار. ٢٠٠٥,

وعلى ذلك يمكن أن نقول:

بفرض أن الوحدة وجدت تالفه فإحتمال أن تكون من العنابر الثلاثه هي

$$\Im\left(\mathbb{I}/\mathbb{Z}\right) = \frac{\gamma I_{-1}}{\Gamma I_{-1}} = \Gamma 3,$$

وعلى دلك يمكن إستكاج العالون الأني

أمثله محلوله على الإحتمالات

مثال (۱)

ثلاثه صناديق أ ، ب ، حابها ١٠ وحدات ، ٦ وحدات ، ٤ وحدات على الترتيب ويبلغ عدد الوحدات التالفه بها ٣ وحدات ، وحدتين ووحدة واحدة .

فإذا كانت فرص السحب من أى صندوق واحدة وأننا سحبنا وحدة واحدة بطريقة عشوائية من أحد هذه الصناديق ، مااجتمال أن تكون الوحدة تالله وما إحتمال أن تكون سليمه .

الحل

إحتمال السحب من أي صندوق =
$$\frac{1}{Y}$$
 إحتمال التلف من الصندوق الأول = Y , والثاني $\frac{1}{Y}$ والثاني $\frac{1}{Y}$

إحتمال أن تكون الوحدة تالفه

$$\frac{1}{1} \times \frac{1}{r} + \frac{1}{r} \times \frac{1}{r} + \frac{1}{r} \times \frac{1}{r} = \frac{1}{r}$$

$$\frac{1}{1} \times \frac{1}{r} + \frac{1}{r} \times \frac{1}{r} = \frac{1}{r}$$

إحتمال أن تكون الوحدة سليمه

$$= \frac{1}{7} \times \frac{\sqrt{1}}{1} + \frac{1}{7} \times \frac{7}{7} + \frac{1}{7} \times \frac{7}{3} = \frac{\sqrt{7}}{1}$$

وهى تساوى بطريقة الاستبعاد $1 - \frac{70}{11} = \frac{100}{11}$

مثال (۲)

نى المثال السابق بغرض أن الوحدة التى سُحبت بطريقة عشوائية وجُدت تالفه ما إحتمال أن تكون من إنتاج كل من الصندوق الأول أ والصندوق ب والصندوق جـ

$$\frac{1A}{e^{\gamma}} = \frac{\frac{1}{\gamma} \times \frac{1}{\gamma}}{1A \cdot + e^{\gamma}} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\gamma} = \frac{1}{\sqrt{2}} \times \frac{1}{\sqrt{2}} = \frac{$$

ويلاحظ أن مجموع الإجتمالات = واحد صحيح لأن الوجدة التالفه يمكن أن تكون من الصندوق أ أو ب أو حـ

مثال (۳)

أحمد وعمرو وعادل يتنافسون لكسب مباراة فإذا كانت فرصه أحمد ضعف فرصة عمرو وفرصة عمرو ثلاثه أمثال فرصة عادل ما إحتمال فوذ كله منهم بالمباراة

نفرض أن إحتمال فوز عادل = س

. . إحتمال فوز عمرو = ٣ س

 $\frac{11}{2} = \frac{7}{1} = -1 =$

وهذا الاحتمال الآخير

= احتمال نجاح حسين ورسوب على + احتمال نجاح على ورسوب حسين + احتمال نجاح الاثنين

$$\frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}} \times \frac{1}{\sqrt{1 + \frac{1}{2}}}$$

رهذا الاحتمال أيضا =

احتمال حدوث أحد حادثين أوكلاهما

= أحتمال حدوث الأول + احتمال حدوث الثاني - احتمال حدوث الاثنين

معا

$$\frac{7}{0}$$
 وهي نفس النتيجة $\frac{7}{0}$ × $\frac{7}{0}$ $\frac{7}{0}$ + $\frac{7}{0}$ وهي نفس النتيجة مثال (0):

ألقيت بزهرتين من زهرات الطاوله وعلمت أن المجموع أقل من ٩ مااحتمال أن يكون المجموع رقما فرديا.

بعرض أن ح (ب) احتمال أن يكون المجموع أقل من ٩

عدد الحالات ١+ ٢+٣+ ٤+ ٥ + ١ + ٥ = ٢٦ حاله

$$\frac{m}{m} = (-) c$$

ح (أ ∩ ب) معناه احتمال أن يكون المجموع فرديا وأقل من ٩

عدد الحالات ٢ + ٤ + ٦ = ١٢ حاله

$$\frac{\eta}{\eta} = (-1) = \frac{\eta}{\eta}$$

$$\frac{1}{\sqrt{1}} = \frac{1}{\sqrt{1}} \times \frac{1}{\sqrt{1}} = \frac{1}{\sqrt{1}} \times \frac{1}{\sqrt{1}} = \frac{1}{\sqrt{1}}$$

$$\frac{1}{\sqrt{1}} \times \frac{1}{\sqrt{1}} \times \frac{1}{\sqrt{1}} = \frac{1}{\sqrt{1}}$$

ويمكن الوصول إلى هذا الحل عن طريق فضاء العينة المخفضه - حيث إننا علمنا أن المجموع أقل من ١٠. عدد الحالات = ٢٦ حاله

عدد الحالات التي تحقق الرغبة (عدد حالات المجموع الفردي) = ١٢ حاله

الاحتمال المطلوب = $\frac{7}{77}$ = $\frac{7}{17}$ وهي نفس النتيجة التي وصلنا لها سابقا .

مثال (٦)

يوجد بكلية الإدارة ٥٠٠ طالب ٣٠٠ نكور ، ٢٠٠ إناث عدد الطلبه المصريين ٤٠٠ والإجانب ١٠٠ (٢٠ إناث ، ٨٠ نكور) فإذا كانت الآحداث كما يلى:

المدث (أ) مصرى الجنسية ، العدث (ب) أجنبى

الحدث (ج) ذكور ، العدث (د) إناث

أرجد الإعتمالات الآتية:

مع إيضاح العلاقات

الحل

ح (ح) إحتمال أن يكون ذكرا ، ح (د) احتمال أن يكون أنثى وهما حدثان متنافران = $\frac{y}{\lambda}$ ، $\frac{y}{\lambda}$ أى x , x على الترتيب

ح (حـ / أ) وهو الاهتمال الشرطى بان يكون ذكرا بفرض أنك عرفت أنه مصرى الجنسية

الاحتمال المطلوب هو الأحتمال الشرطى بأن يكون ذكرا بفرض أنك عرفت أنه مصرى

عدد الطلبة من المصرين = ٤٠٠

عدد الذكور من المسريين = ٢٢٠

الاحتمال = $\frac{77}{2}$ = ٥٥, وهي نفس النتيجة التي وصلنا لها .

ح (أ \cap ب) = احتمال أن يكون مصريا وأجنبيا = منفر لآن الحدثين متنافران.

مثال (۷)

إذا كان إحتمال رسوب الطالب في الرياضة = ٣٠, وفي المحاسبة ٢٥, وفي المحاسبة والرياضة معا ١٠, إخترنا طالبا بطريقة عشوائية ووجد راسبا في المحاسبة ما إحتمال أن تكون راسبا في المحاسبة ما إحتمال أن تكون راسبا في المحاسبة ما إحتمال أن تكون راسبا في المحاسبة ما

الحل

$$-$$
 (ب) = إحتمال الرسوب في المحاسبة = ٢٥,

الاحتمال الشرطى لأن يكون راسبا في الرياضية بفرض أنه وُجد راسيا في المحاسبة

$$\frac{(\psi \cap f) \varepsilon}{(\psi) \varepsilon} = (\psi / f) \varepsilon = 0$$

$$= \frac{1}{\sqrt{2}} = 3,$$

مثال (۸)

كيس به ٣ كرات حمراء تعمل الأرقام ١ ، ٢ ، ٣ و ٣ كرات بيضاء تحمل الأرقام ١ ، ٢، ٣ أيضًا - سعبنا كرتين بطريقة عشوائية أوجد الاحتمالات الآتية :-

- (١) أن تكون أحداهما حمراء و الأخرى بيضاء
- (۲) أن تكون إحداهما حمراء والأخرى بيضاء ولكن يحملان نفس الرقم
 الحل :
- (\) عدد طرق سعب کرتین من Γ کرات بصفه عامه Γ ق $\gamma = 0$ و مثل عدد مقردات الفئة الشامله فئه فضاء ، العینة مقام الاحتمال عدد طرق سعب کرة حمراء وکره بیضاء Γ ق Γ Γ ق Γ

$$\frac{\tau}{\sigma} = \frac{9}{10} = \frac{1}{10}$$
 الاحتمال المطلوب

- (٢) يوجد ٢ أزواج من الكرات البيضاء والعمراء وتعمل نفس االرقم
 - (١) أحمر ، (١) أبيض
 - (٢) أحمر ، (٢) أبيض
 - (٣) أحمر (٣) أبيض

عدد طرق سحب زرج من ثلاثه أزواج = γ ق $_{1}$ = γ الاختمال المطلوب = $\frac{\gamma}{10}$ = $\frac{\gamma}{10}$

مثال (٩)

أحمد ومحمود وعلى من النادى الأهلى وحسين وعمرو ومصطفى من نادى الزمالك يتنافسون على الفوز ببطولة تنس الطاولة فإذا كانت فرصة أحمد ضعف فرصة محمود وثلاثة أمثال فرصة على وتساوى فرصة حسين وثلاثة أمثال فرصة كل من محمود ومصطفى

ما إحتمال فوز لاعب من الأهلى بالبطوله وما إحتمال فوز أحمد بالبطولة واحتمال فوز حسين بالبطلولة .

الحلء

نفرض أن فرصة كل من على ، ومحمود ومصطفى
$$= m$$
 فرصة كل من أحمد وحسين $= 7 \frac{m}{m}$ فرصة محمود $= 1.0 m$

احتمال فوز على
$$= \frac{Y}{1Y}$$
احتمال فوز أى لاعب من الأهلى $= \frac{11}{1Y}$
وكذلك من الزمالك
احتمال فوز حسين $= \frac{Y}{1Y}$
احتمال فوز معمود $= \frac{Y}{1Y}$
احتمال مصطفى $= \frac{Y}{1Y}$
احتمال فوز أى لاعب من الزمالك $= \frac{Y}{1Y}$

مثال (۱۰)

إذا كان احتمال الفوز من المرة الواحدة = ٢, ما هو أقل عدد من المرات التي يمكن أن يلعبها ليكون إحتمال الفوز أكبر من ٧٠٪.

الحل:

احتمال الفوز في المدة الواحدة = ٢, احتمال الفشل = ٦,

ن أى عدد المرات = ٦ ويمكن الحل بالتجربة أو باستخدم اللوغارتمات $(\Lambda, \dot{\psi}) = \Sigma$ 7, ومنها $(\Lambda, \dot{\psi}) \leq \Sigma$ 7, (تغيرت وجهة المتباينة للضرب فى كمية سالبة) ومنها ن لو $(\Lambda, \dot{\psi}) = \Sigma$ 8, وبقسمة الطرفين على لو $(\Lambda, \dot{\psi}) = \Sigma$ 9, وبقسمة الطرفين على لو $(\Lambda, \dot{\psi}) = \Sigma$ 9, وبقسمة الطرفين على لو $(\Lambda, \dot{\psi}) = \Sigma$ 9, نجد أن

$$0 \ge \frac{t_0 T_*}{t_0 \Lambda_*} \ge \frac{p \gamma \gamma_0}{p \gamma_0}$$
 $\gamma_0 = 0$ are $|\lambda_0| = T$

مثال (١١)

ثلاثه صناديق بالصندوق الأول ٢٠ وصده منها ٥ تالفه وبالصندوق الثانى ٣٠ وحده منها ٥ تالفه فإذا كانت فرص السحب من هذه الصناديق متكافئه وأننا سحبنا وحدة واحدة بطريقة عشوائية ما احتمال أن تكون تالفه .

الحل :

احتمال السحب من أى صندوق = $\frac{1}{7}$

احتمال أن تكون الوحدة تالقه = $\frac{1}{2}$ من المستنوق الأول ، $\frac{1}{7}$ من الثانى ، $\frac{1}{1}$ من الثالث

الاحتمال المطلوب =
$$\frac{1}{7}$$
 × $\frac{1}{3}$ + $\frac{1}{7}$ × $\frac{1}{7}$ + $\frac{1}{7}$ × $\frac{1}{7}$ × $\frac{1}{7}$ = $\frac{13}{14}$

مثال (۱۲)

نفرض أننا سحبنا وحده واحدة في المثال السابق ووجدت تالفه ما احتمال أن تكون الصندوق الثاني وما احتمال أن تكون الصندوق الثاني وما

الحل:

$$\frac{\xi_1}{\sqrt{\lambda}} \div \frac{1}{\tau} \times \frac{1}{\tau} = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}$$

 $\frac{11}{16}$ \div $\frac{1}{1}$ \times $\frac{1}{7}$ \times $\frac{1}{7}$ احتمال أن تكون من الصنبوق الثالث = 1

 $=\frac{7}{11}$ ويديهي من الأول $\frac{1}{11}$ وتكون مجموع الاحتمالات = واحد

ستال (۱۳)

شركة يعمل بها ١٥ سيدة ، ٣٠ رجل إخترنا ١٠ أشخاص بطريقة عشوائية للسفر الخارج ماإحتمال أن يكون من بينهم سيدتان على الأقل إذا كان ٥ سيدات يرفضن السفر الظروفهن الخاصة .

مثال (١٤)

خمس ورقات من أوراق اللعب و الكرتشينه » تحمل الأرقام ١ ، ٢، ٣ » ، ٤ سحينا ورقتين بطريقة عشوائية أوجد إحتمال الحصول على مجموع فردى في الحالات الآتية :--

أ-- حالة سحب الورقتين دفعه واحدة

ب- حالة سحب ورقة تلو الأخرى مع رد الورقة الأولى قبل السحبه الثانية

ح- حالة سحب ورقة وراء الآخرى دون الرد .

الحل:

$$\label{eq:limit} \text{ (i)} = \{\ 1/2\ ,\ 1/2\ ,\ 2/2\ ,\ 2/6\ ,\ 3/6\ \}$$

ب- يتحقق المطلوب إذا كان الرقم في السحبه الأولى فرديا وفي السحبه

الثانية زوجيا أو العكس أي في المرة الأولى زوجيا والثانية فرديا .

فردى في المرة الأولى = ١ ، ٣ ، ٥ أي ٣ حالات

زوجي في المرة الثانية = ٢ ، ٤

عدد الحالات = $Y \times Y = T$ حالات

أو رُوجي في المرة الأولى ، فردى في الثانية

7 = " × Y

مجموع الحالات التي تحقق الرغبة ٦ + ٦ = ١٢

فئة فضاء العينة = عدد حالات السحب في المرة الأولى ×عدد حالات السحب في المرة الثانية

Yo = 0 × 0 =

 $\frac{17}{8}$ = $\frac{17}{8}$

حد - فئة فضاء العينة تتكون من ٢٠ عنصر ٥ × ٤ - ٢٠

إذا كان السحيه الأولى عند فربيا عند الطرق = ٣ ويكون عند طرق

سحب رقمًا زوجیا المرة الثانیة = Y وعدد الطرق = $Y \times Y = T$ إذا تم سحب رقما زوجیا فی المرة الأولی يتم ذلك بعدد من الطرق = Yویتم سحب عدد فردی فی المرة الثانیة بعدد Y طرق لآن عدد الأوراق الباقیة = X ورقات منها Y فردی وورقة واحده زوجیة

سثال (10)

إذا كان احتمال فوز النادى الأهلى فى أى مباراة كرة قدم يلعبها = 0.7, واحتمال التعادل = 0.7, وإحتمال الخساره = 0.7, – فإذا لعب النادى أربع مباريات خلال الشهر أوجد الاحتمالات الاتية :—

- (١) أن بفوز ٣ مباريات على الأقل ولا يحسر أي مباراه .
 - (٢) إن يقوز مرتين ويتعادل مره ويخسر مره
 - (٣) أن يتعادل مرتين على الأقل .

الحل:

(۱) أن يفوز ٣ مباريات على الأقل ولايخسر أية مباراه يتحقق ذلك إذا فاز في المباريات الأربعة إلى يلعبها أو إذا فاز في ٣ مباريات وتعادل في مباراة واحدة

-1أ- إحتمال الفوز في أربعة مباريات = $(V, V)^2$

ب- إحتمال الفوز ٣ مرات والتعادل مره = ٤ق م $(, ,)^{ \gamma} (,)^{ \gamma} = ٣٤٣ ,$

الاعتمال المطلوب = ٢٤٠١, + ٣٤٣٠, = ٢٨٥١,

(۲) یکسب مرتبن ویتعادل مره ویخسر مره

لو كان الاحتمال هو على سبيل المثال الفوز في المرتين الأولى والثانية والتعادل في الثالثة والخسارة في الرابعة لكان الاحتمال .

$$(\circ,)^{\gamma} (\circ, \cdot)' (\circ, \cdot)' = \circ \gamma \prime \Gamma \cdot \cdot \cdot,$$

ولكن المطلوب هو الفور في أي مرتين والتعادل في أي مره والمسارة في أي مرة وهذه الصورة تتكرر ١٧ مره

عدد طرق ترتيب أربعة أشياء منها ٢ متشابهه

[ف، ت، ن، خ]

$$= \frac{L^3}{L^\gamma} = \frac{3 \times 7 \times 7}{7} = 71 \text{ and}$$

$$| \frac{1}{2} \times \frac{1}{$$

(٣) احتمال أن يتعادل مرتين على الأقل

يتحقق الاحتمال في الحالات الآتية :--

(١) في حالة التعادل ٤ مرات

(٢) التعادل ٣ مرات والغور مره أو التعادل ٣ مرات والضماره مره .

(٣) التعادل مرتين والفوز مرتين أو التعادل مرتين والضمارة مرتين

أو التعادل مرتين مع الفوز مره والخسارة مره

-1 التعادل ٤ مرات $(0.7,)^2 = 7.797.7$

٧- أحتمال التعادل ٣ مرات

= احتمال تعادل ٣ مرات + مرة فوز يحدث بعدد ٤ ق = ٤ طرق

+ احتمال تعادل ٣ مرات + خسارة مره يحدث بعدد ٤ ق ٢ =٤ طرق

,
$$\cdot \circ \times ^{\Upsilon}(, \Upsilon \circ) \ \ell + , V \times ^{\Upsilon}(, \Upsilon \circ) \ \ell =$$

٣- اجتمال التعادل مرتين

التعادل مرتين و الفور مرتين وعدد الحالات $\frac{13}{17} = 7$ حالات

التعادل مرتين والخسارة مرتين وعدد الحالات = 7 حالات

التعادل مرتين والفوز مره والمسارة مرة = $\frac{13}{7}$ = ۱۲ حاله

$$= \Gamma\left(\circ\Upsilon,\right)^{Y}\left(,\Upsilon_{0}\right)^{Y} + \Gamma\left(\circ\Upsilon,\right)^{Y}\left(,\cdot\sigma\right)^{Y} + \Upsilon\left(,\Upsilon_{0}\right)^{Y}\left(,\Upsilon_{0}\right)^{Y} = \Gamma\left(\circ\Upsilon,\right)^{Y}\left(,\Upsilon_{0}\right)^{Y} + \Gamma\left(\circ\Upsilon,\right)^{Y} + \Gamma\left(\circ$$

11.979 + ، 11.979 + ، 11.979 + ، 11.979 ، , + ، 11.979

= ۲۱۲, الأقرب ثلاثه أرقام عشريه.

حل آخر

يمكن حل التمرين السابق بطريقة الاستبعاد الاحتمال المطلوب

= 1 - (إحتمال التعادل صفر مرة + احتمال التعادل مرة واحدة)

إحتمال التعادل صفر مرة

= إحتمال التعادل صغر مرة + الفوزع مرات حالة واحدة

إحتمال التعادل صفر مرة + γ مرات فوز + مرة خسارة = 3 حالات

احتمال التعادل صفر مرة + Y فوز + Y خسارة = Y حالات

احتمال التعادل صفر مرة + الفور مره + ٣مرات حسارة =٤ حالات

احتمال التعادل صغر مرة + الخسارة ٤ مرات = حالة واحدة

 $= (\forall,)^{3} + 3 (\forall,)^{7} (\circ \cdot,) + \Gamma (\forall,)^{7} (\circ,)^{7}$

 $^{\xi}(, \cdot \circ) + ^{Y}(, \cdot \circ) (, \vee) \xi +$

= 1.37, +1.57, +0.75, +0.75, +0.75, +1.75,

احتمال التعادل مره وأهدة

تعادل مره وقور ٣ مرات وخسارة صفر مرة ٤ حالات

تعادل مره وفون مرتين وخسارة مرة ١٢ حالة

تعادل مرة وفوز مره وخسارة مرتين ١٢ حالة

تعادل مره وفور صفر مرة وخسارة ٣ مرات ٤ حالات

 $^{\prime}(, \cdot, \cdot)$ (, $^{\prime}(, \cdot, \cdot)$

 $+ Y (0Y,) (V,) (0.,)^{Y} + 3 (0Y,) (V,)$

= 737, + o YV . , + o Yo . . , + o Y / . . . , = o V \ / Y 3 ,

- ۲۱۲۰۵۰ + ۲۱۸۷۵ مشریه ۱۳ گورب ۱۳ أرقام عشریه

الاحتمال المطلوب = ١- ٧٣٨, = ٢٦٢, وهي نفس النتيجة السابقة ،

مثال (١٦)

إذا كان احتمال فوز عمرو في المرة الواحدة =

واحتمال فوز عادل = $\frac{1}{\lambda}$ في المرة الواحدة

فإذا لعب كل منهما مرتين لناديهما فما احتمال الفور مرة واحدة على الأقل

هنا يقضل الحل بطريقة الاستبعاد

لا يتحقق الاحتمال في حالة خسارة كل منهما في المرتين.

حل مثال رقم 17 بطريقة التحميم

إحتمال الفوز مرتين: (والفشل مرتين) = ٦ حالات

$$\frac{t^4}{t^3} = \frac{v}{A} \times \frac{v}{A} \times \frac{1}{v} \times \frac{1}{v} \tag{1}$$

$$\frac{YA}{\sqrt{2}} = \frac{V}{A} \times \frac{1}{A} \times \frac{E}{A} \times \frac{1}{A}$$
 (Y)

$$\frac{\sqrt{\Lambda}}{\sqrt{2}} = \frac{1}{\Lambda} \times \frac{\sqrt{\Lambda}}{\Lambda} \times \frac{1}{\Lambda} \times \frac{1}{\Lambda}$$
 (Y)

$$\frac{\lambda}{\lambda} = \frac{\lambda}{\lambda} \times \frac{\lambda}{\lambda} \times \frac{\lambda}{\lambda} \times \frac{\lambda}{\lambda} \times \frac{1}{\lambda} \times \frac{1}$$

$$\frac{\gamma_A}{\lambda_{AB}} = \frac{1}{A} \times \frac{V}{A} \times \frac{1}{A} \times \frac{1}{A} \quad (0)$$

$$(7) \quad \frac{3}{6} \times \frac{3}{6} \times \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} \times \frac{1}{6} = \frac{1}{12}$$

احتمال الفوز مرة (القشل ٣ مرات)

$$\frac{1}{e} \times \frac{1}{A} \times \frac{V}{A} \times \frac{V}{A} \times \frac{V}{e} \times \frac{1}{e} \times \frac{1}{e} \times \frac{V}{A} \times \frac{1}{e} \times \frac{1}{e}$$

$$\times \frac{1}{A} \times \frac{V}{A} + \frac{3}{a} \times \frac{3}{a} \times \frac{V}{A} \times \frac{1}{A} = \frac{\Gamma I \Gamma}{1.\Gamma I}$$

$$\frac{1}{1} \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \frac{1}{1} + \frac{1}{1} \frac{1}{1} + \frac{1}{1} \frac{1}{1} = \frac{1}{1} \frac{$$

وهى نفس النتيجة التي وصلنا لها سابقا

الفصل الثالث التوزيعات الإحتمالية

القصل الثالث

التوزيعات الإحتمالية

المتغير المشوائي :

عند إجراء أى تجربة فإن هذه التجربة قد تسفر عن نتائج مختلفة يمكن أن تسمى كل منها متغيرا عشوائيا فعند إلقاء زهرة طاولة فإنه من المكن الحصول على الأرقام ١ أو ٢ أو ٣ أو ٤ أو ٥ أو ٦ وعلى ذلك فالمتغير العشوائي الذي يمكن أن نرمز له بالرمز س يمكن أن تأخذ أحد هذه القيم . وعند إلقاء عمله يمكن أن نحصل على صوره أو كتابه والمتغير العشوائي يمكن أن يكون أن صورة أو كتابة وإذا دلت الخبره العملية أن المبيعات اليومية لصاله عرض السيارات يمكن أن تترواح بين صفر ، ٧ سيارات فإن المتغير العشوائي يمكن أن يأخذ أحد هذه القيم.

وإذ أردنا أن نستطلع رأى المستهلكين لسلعة معينة عن مستوى هذه السلعه فإن هذا المستوى يمكن أن نعطيه الأرقام التاليه

ممتاز ٦

جيد جدا ه

- جيد ٤

متوسط ٣

ردئ ٢

ردئ جدا ١

والمتغير العشوائي يمكن أن يسفر عن أحد هذه الأرقام والمتغير العشوائي يمكن أن يكون محدوداً بمعنى أن يأخذ عددا من القيم Inscrete vandam variable ويمكن أن يكون مستمرا بأخذ عدداً لانهائيا من القيم مثل الزمن اللازم لإنهاء خدمة معينه .

جدول التوزيعات الإحتماليه:

إذا قمنا بدراسة عن مبيعات السيارات خلال ١٠٠ يوم وكانت كما يلى:

عدد الايام	المبيعات
١.	مىقر
١٥	١
٧.	۲
٤.	٣
١.	£
0	٥
1	

فإنه من المكن الوصول إلى متوسط عدد السيارات المباعة في اليوم كمايلي:-

كما يمكن أن نحول هذه الخبره العملية إلى جنول توزيع احتمالي والحصول على المتوسط كما يلى :-

		عند الآيام	المبيعات
ح (س) × س	ح (س)	ك	, u
` منقر	,1.	١.	منقر
,10	, 10	۱۵	1
٤.	٠٢.	٧.	4
٧, ٢٠	, 8 -	£.	٣
, £ .	,1.	١.	٤
, ۲۰	, - 0		
٧.٤٠	1	١	

 \dot{w} الوسط الحسابي للتوزيع الاجمالي = مجـ $\dot{w} \times \sigma$ (س)

ويمكن حساب التباين والأنحراف المعياري كما يلي :-

 $(w) \times Y(m-m) \times (m-m)$ حيث التباين = مجـ (س

المبيعات عدد الأيام

(س-س) ^۲ ×ح(س)	ح (س)	ح (س- سُ)۲	(س-س)	<u>, </u>
/Va,	٠١,	٥,٧٦	Y.£ -	مبقر
3.87	, 10	1,47	1,1-	١.
, - 44	,۲۰	77,	, £ -	۲
, 188	, 2 -	.17	٦,	1
FeY,	.1.	10,7	1,1	ŧ
۸۳۲,	, • 0	7,17	٧,٦	•

1,78.

المتباس = ١٠٦٤

الانحراف المعياري = الجذر التربيعي للتربيعي للتباين= ١,٢٨

أنواع التوزيعات الإحتمالية

سبق أن أو ضحنا أن المتغير العشوائي ما هو إلى الوصف الرقمى للنتائج التى يمكن أن تسفر عنها أى تجربة سواء كانت تجربه بسيطة مثل ألقاء زهرة طاولة (الحصول على أحد الأرقام من ۱ إلى ۱) أو القاء قطعة نقود (الحصول على صوره أو كتابه) وحتى هذه التجربة البسيطة يمكن تحويلها إلى أرقام بأن نفرض أن الصورة تأخذ رقم ۱ والكتابه رقم ۲ – وهذا المتغير العشوائي قد يكون يكن discrete منفصلاً إذا كان يأخذ رقما محدداً أو قابلا للعد أو قد يكون لاحرارة وغيرها وعلى هذا فإن التوزيعات الإحتمالية يمكن أيضا أن تنقسم إلى المرارة وغيرها وعلى هذا فإن التوزيعات الإحتمالية يمكن أيضا أن تنقسم إلى قسمين:

- (۱) توزيعات إحتمالية منفصله Discrete Probability distributian
- (۲) توزیعات احتمالیة متصله Continuaus probitity distributian

أول : التوزيعات الاحتجالية العنفساء

(۱) توزيع بواسبون The Poisson distribution وينسب هذا التسوزيع إلى العالم سيمون بنيس بواسبون (۱۸۵۰ – ۱۸۵۰) وحتى يمكن فهم هذا التوزيع علينا أن نتنكر أن المتفيرالعشوائي المنفصل هو الأساس لهذا التوزيع إذ أن الأمر يتطق هنا بعدد مرات وقوع حدث معين خلال فترة زمنية معينه – ما عدد السيارات التي يمكن أن يبيعها المعرض في اليوم الواحد – ما عدد المكالمات التي تصل إلى مكتب عميد الكلية كل ٥ دقائق حا عدد الطائرات التي تصل مطار القاهرة كل ١٠ دقائق وكل هذه

الامور - المتغيرات العشوائية - يمكن أن تاخذ الأرقام صفر ، ١ ، ٢، ٣، ٤ ، ه الخ .

أى أن س يمكن أن تأخذ إحدى هذه القيم المحدده ويمكن العصول على إحتمال أخذ المتغير العشوائي إحدى هذه القيم طبقا لتوزيع بواسون

$$\frac{\lambda_{\Delta} \times \omega_{\lambda}}{\omega} = (\omega) = 0$$

حيث λ = متوسط عدد مرات وقوع الحدث في خلال فترة زمنية معينة

هـ = ۲,۷۱۸۲۸ أساس اللوغارتيمات الطبيعيه « نابريانيه »

ح (m) هو إحتمال حنوث المتغير العشوائي س

، س يمكن أن تأخذ أى قيمه من القيم المشار إليها سابقا .

وقد أمكن إعداد جداول لإحتمالات بواسون حيث λ تمثل متوسط عدد مرات وقوع الصدث خلال فترة من الزمن – والجدول رقم (١) يبين إحتمالات المتغير العشوائي س لمتوسطات تترواح بين ١٥ ، ٢٠ وجدير بالذكر أن بعض المراجع تعبر عن المتوسط بالرمز λ بدلا من λ

في هذه الحالة نجد أن

وسنعمل على إيضاح استخدامات توزيع بواسون الاحتمالي بعدد من الأمثله المطوله ثم نتبعها ببعض التمرينات .

مثال (۱)

إذا كان متوسط عدد الزبائن الذين يدخلون أحد المحلات التجاريه = ٣ زبائن كل ه دقائق أوجد الإحتمالات الآتية :-

- (١) بخول زيون واحد خلال ه بقائق
 - (۲) وصول زيونين خلال ه دقائق
- (٣) دخول ٣ زيائن خلال ه دقائق على الأقل

امتمال دخول زبین راحد : من القانون ح (س) =
$$\frac{1 - \frac{1}{100} \times 4 - \frac{1}{100}}{\frac{1}{100}}$$

$$= \frac{1 - \frac{1}{100} \times 4 - \frac{1}{100}}{\frac{1}{100}}$$

$$= \frac{1}{100} \times \frac{1}{$$

ويمكن الحصول على هذه القيمة من الجنول مباشرة وذلك تحت المتغير العشوائي m=1 والمتوسط T نجد الرقم T , وهي نفس النتيجة التي وصلنا له .

وکذلك من الجدول نجد ح (۲) = ۲۲۶۰, وهي تساوي أيضا من القانون
$$\frac{7^7 \times N \times N^7}{L^7}$$

وعلى ذلك سنستخدم الجداول باستمرار في حل التمارين ما لم يطلب خلاف ذلك .

احتمال بخول ٣ زيائن على الأقل

= ١-(احتمال عدم دخول أي زيون + دخول زيون واحد + دخول زيونين)

= ۱۲۷ه.

مثال (۲) :

إذا كان احتمال رسوب طالب في الامتحان = ١٠٪ من واقع خبرة الماضى ما إحتمال رسوب ١٥ طالب من بين ١٥٠ طالب بكلية الإدارة وبخلوا الامتحان .

الحلت

متوسط عدد حالات الرسوب من واقع خبرة الماضي

$$10 = \frac{1}{100} \times 100 = 10$$

مثال (۳)

إذا كان عدد المراكب التي بخلت ميناء الاسكندرية العام الماضي = ١٤٦٠ مركبا ما إحتمال .

- (١) ومنول ٣ مراكب في يوم معين من العام الحالى .
 - (٢) وصول ٢ مراكب على الأكثر في يوم معين .
 - (٢) وصول ٢ مراكب على الأقل .

في هذه الحالة متوسط عند المراكب التي تصل يرميا

$$= 3 (au6) + 3 (1) + 3 (7) + 3 (7)$$
 at liqueb

$$= YA/. + YYV. + of3/. + 3of/. = o773.$$

(٣) إحتمال وصبول؟ مراكب على الأقل

$$[(3(a+b)+3(1)+3(1))]$$

,YYXI-I=

= P17V,

مثال (٤)

إذا كان متوسط عدد الطائرات التي تصل مطار القاهرة خلال ساعتين = 1 طائرة ما إحتمال وصول ٤ طائرات خلال الساعة .

متوسط عدد الطائرات التي تصل كل ساعه = ٦ طائرات

ح (٤) على أساس أن المتوسط 1 = 1 من الجنول = 1779,

تمارين على توزيع بواسون

- (۱) إذا كان متوسط عند المكانات التي تمثل إلى سويتش الكلية = A مكانات في الساعة ما احتمال وصول Y مكانات في الساعة على الأقل Y فقط Y على الأكثر .
- (۲) إذا كان متوسط عدد المبيعات من السيارات لأحد المعارض = Υ سيارات في اليوم ما إحتمال أن يبيع σ سيارات على الأكثر في أحد الأيام .
- (٣) إذا كان إحتمال رسوب الطالب في ماده الأحصاء = ٥٪ من واقع خبرة
 الماضي ما إحتمال رسوب ١٠ طلاب على الأكثر من بين ١٤٠ طالب دخلوا الامتحان.
- (٤) إذا كان متوسط عدد حوادث السيارات التي تقع يوميا في أحد المدن = ٣ حوادث يوميا ، ما إحتمال عدم وقوع أي حادث في يوم معين .

التوزيع ثنائى الحدين

Binomial Distribution

ويعتبر من التوزيعات الإحتمالية المنفصله ولهذا فإن هذا التوزيع الإحتمالي يقوم على أساس إفتراض إجراء تجرية معينه عدة مرات وإحتمال النجاح في أي مره يكون ثابتا والتوزيع الاحتمالي يعطينا إحتمال النجاح صغر مره واهده ، مرتين الغ . إحتمال النجاح ر من المرات من بين ن من المرات (عدد مرات إجراء التجريه) .

وهذا الاحتمال =
4
 ق رح 1 (\-ح) 3

حيث ح إحتمال النجاح في المرة الواحدة ، ر عدد حالات النجاح المطلوبه ، (1-5) عدد مرات إجراء التجرية ، (1-5) = (1-5)

وينسب هسذا التوزيع إلى العالسم الرياضيي اكسريسسرى برتوالي Bernoulli Process - وتقوم هذه العملية على الأسس الآتية :-

١- اجراء التجرية عند من المرات مقداره ن

۲- فى كل مره تجرى فيها التجرية يوجد إحتمال نجاح = ح واحتمال فشل
 ل = ١-- وهو إحتمال ثابت من تجرية الخرى .

٣- كل تجرية من التجارب تعتبر مستقله عن التجرية الأخرى .

مثال (1)

$$\dot{\mathbf{5}} \, \bar{\mathbf{5}}_{\text{ord}_{\mathbf{C}}} \, \mathbf{5}^{7} = {}^{7} \bar{\mathbf{5}}_{\text{ord}_{\mathbf{C}}} \left(\begin{array}{c} t \\ \gamma \end{array} \right)^{\text{ord}_{\mathbf{C}}} \left(\begin{array}{c} t \\ \gamma \end{array} \right)^{7} \; = \; \frac{h}{h}$$

$$\dot{\mathbf{5}}_{\text{ol}} \, \mathbf{5}^{f} \, \mathbf$$

ويكون التوزيع الإحتمالي كما يلي :

$$\frac{3}{4} (\omega)$$

$$\frac{7}{4} = 0 \text{ or } 0$$

مثال (۲)

عند القاء زهرة طاوله ٤ مرات المطلوب الحصول على رقم ه إحتمال النجاح $\frac{1}{r}$ وإحتمال الفشل ل $\frac{1}{r}$ فإن التوزيع الاحتمال يكون كما يلى :-

$$\gamma$$
 $\frac{3}{6} \tilde{v}_{\gamma} \left(\frac{f}{f} \right)^{\gamma} \left(\frac{\circ}{f} \right)^{\gamma} = FP\gamma! \setminus \circ! = V\circ!!$

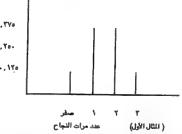
$$\label{eq:continuous} \gamma \qquad \ \ ^{3}\, \tilde{c}_{\gamma} \left(\begin{array}{c} \frac{1}{\Gamma} \, \right) \! \gamma \left(\begin{array}{c} \frac{1}{\Gamma} \, \end{array} \right) \! \gamma \left(\begin{array}{c} -1 \, \gamma \, \gamma \, \end{array} \right) = \Gamma \Gamma \gamma \, \ell \, \sqrt{\gamma} \, \gamma \qquad = 3 \, 0 \, \ell \, \gamma \, ,$$

$$\frac{3}{5}\tilde{v}_3(\frac{r}{r})^3(\frac{r}{r})^{\frac{1}{2}}=rrr/r$$

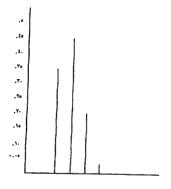
وقد أمكن إعداد جداول لحساب توزيع ثنائي الحدين كما هو موضع بالجدول رقم ٢ حيث n تمثل عدد مرات إجراء التجرية ، × المتغير العشوائي أي عدد مرات النجاح المطلوبة ~ وكذلك إحتمالات النجاح إعتبارًا من ٥٠, لغاية ٥٠, ويمكن الحصول على قيم المثال الأول من الجدول رقم (٢)

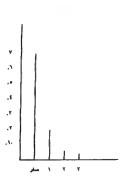
فى المثال الأول إحتمال النجاح فى أى مرة = ٥, وعدد مرات إجراء التجرية٤ وبالكشف فى الجدول أمام ن = ٣ وتحت إحتمال ه, ونجد

وأما بالنسبة للمثال الثانى فإحتمال النجاح $\frac{1}{1}$ غير موجود بالجدول (١٦٦٧) لأن الموجود إحتمال نجاح ١٥، ، ٢٠، ويمكن تمثل توزيع ثنائى فى الحدين بيانيا كما يتضح من رسم المثال الأول .



ويلاحظ من رسم هذا المثال أنه متماثل ومنتظم تماما – عددمرات إجراء التجرية Υ مرات وإحتمال النجاح في المرة الواحدة = 0, والآن نرسم هذا التوزيع ثنائي الحدين بفرض أن إحتمال النجاح في المرة الواحدة = Υ , وكذلك أو لنرى إتجاء الرسم .





ويلاحظ من الرسوم السابقة أنه كلما أنفقض إحتمال النجاح في الرة الواحدة كلما كان المنحني ملتويا وهو ملتري إلى جهة اليمين .

وبديهى لم إرتفع إحتمال النجاح في المرة الواحدة فإن المنحنى يفقد أيضا التماثل ويميل إلى الإلتواء جهة اليسار.

توزيع بواسون كتقريب للتوزيع ثنائى الحدين

في كثير من الأحيان قد لانجد الجداول اللازمة لحساب الاحتمالات المختلفة للتوزيع ثنائي المدين ولهذا قد تلجا إلى توزيع بواسون كتقريب للتوزيع ثنائي المدين ولكن بشرط.

- (۱) أن يكون ح ﴿ ٥٠,
 - (۲) أن يكون ن > ۲۰

وفي هذه الحالة سنستخدم توزيع بواسون بفرض أن المتوسط = $\dot{v} \times \dot{v}$ وسنقوم بحساب القيم الخاصة بتوزيع ثنائي الحدين وتوزيع بواسون مع فرض أن $\dot{v} = \dot{v} \times \dot{v}$ وأن $\dot{v} = \dot{v} \times \dot{v}$.

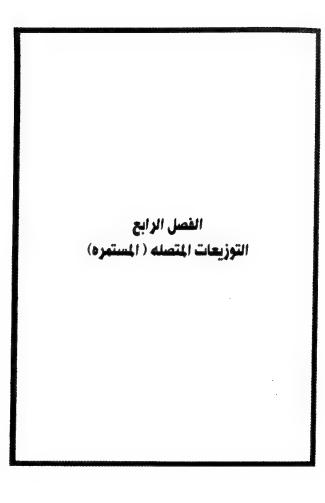
وفي هذه الحاله يستخدم توزيع بواسون بغرض أن

. ٣ أو (= ١٠, × ٢٠ = ٢٠,

وسنوضح الفرق في حدود أربعة أرقام عشرية .

القرق	(الاحتمال بواسون)	الاحتمال (ثنائي العدين)	المتغير العشوائي
۸۰۰۰۸	, ۸\ΑΥ	,A\V4	صبقن
,10	, ۱٦٣٧	7051,	1
, 0	178	101.	٧
,١	11		٣

مما سبق يتضم وجود فروق ضئيلة جدًا تجعلنا نثق في هذا التقريب



التوزيعات المتصله (المستمره) التوزيع العادى

Normal Distribution

– أَهُبِيةَ التَّوزيِّعِ العَادِّسِ :

يعتبر التوزيم الإحتمالي العادي Normal probility, distribution هو أهم التوزيعات الاحتمالية التي يمكن إستخدامها لو صف المتغير العشوائي المستمر .. بل يرى الكثير من رجال الأمصاء أن هذا التوزيم يعتبر حجر الزواية في النظرية الأحصائية الحديثه وترجم الأهمية القصوى لهذا التوزيم إلى أنه وجد مناسبا الرصف الكثير من الظواهر من بينها المصائص المتعلقه بوصف الانسان نفسه من حيث التوزيعات التكراريه للأوزان والأطوال وكذلك الأختيبارات الضاهب بمستوى الذكاء وإذا تركنا الجوانب الإنسانية ونظرنا لبعض الظواهر الآخرى مثل الأعمار الخاصة بالمصابيح الكهريائية أن يطاريات السيارات أن غيرها – أن توزيع درجات الطلاب لي جيناه يصلح اومنفها ولعل من أهم خواص التوزيم العادي أنه يمكن استخدامه بنجاح كتقريب للكثير من التوزيعات الاحتماليه مثل التوزيع ثنائي الصدين وتوزيع بواسون وغيرها مع ملاحظة أن التوزيع ثنائي الحدين أو توزيع بواسون من التوزيعات المنفصلة أي التي تتصل بالاشياء التي يمكن عدها في حين التوزيم العادي من التوزيعات المستمره التي يمكن قياسها والتوزيعات المنفصلة تأخذ فيفامحدوده ومعدوده في حين أن التوزيعات المستمرة يمكن أن تأخذ أي قيمة ونظرا لأن هذا التوزيم العادي من التوزيعات التي تصف المتغيرات العشوائية التي يمكن أن تلخذ أي قيمة فإننا لا نقوم عاده بحساب إحتمال كل قيمة من هذه القيم اللانهائية ولهذا فاننا نعدم عادة بحساب إحتمال أن تكون القيمة في حدود معينه

فنقول مثلا إحتمال أن يكون وزن الشخص بين ٧٥ م ٨٠ كيلو = 7, ولا يمكن أن نقرم بحساب الاحتمال لكل وزن من الأوزان على حده لأن هذه الأوزان يمكن أن تأخذ ملايين القيم . والامر هنا يختلف مثلا عن توزيع ثنائى الحدين أو توزيع بواسون فنقول مثلا إحتمال وصول ٥ طائرات المطار خلال ساعه = -3, .

- الأصل التاريخي

ويرجع الفضل الأساسى إلى ظهور هذا التوزيع الإحتمالي وإلى تطوره إلى علماء القرن الثامن عشر أمثال كارل جوس Karl Gauss

- والذى كثيرا ما يسمى هذا الترزيع بأسمه تكريما له وغيره من العلماء أمثال بيير لابلاس Pierre Laplace وإبراهام مواثر Abraham de Moirre

- خصائص المنحنى العادي أو كما يسمى في بعض الأحيان الطبيعي .
 - (۱) المنحنى العادى له شكل الناقوس bell Shape

Single peak عما واحدة

(Y) المنعنى متماثل تماما حول محود رأسى يصل بين قمة المنعنى ويقطع المحود الأفقى عند نقطة تمثل قيمة الوسط الحسابى والوسيط والمنوال التساوى قيم هذه المتوسطات عند هذه النقطة وحيث أن هذا المحود هو محود التماثل ويصل القمه بقيمة المتوسطات على المحود الأفقى فإن هذا يعنى أن أكبر تكرار يكون عند القمه وهو الذي يقابل قيم المتوسطات ويقل هذه المتكرارات تدريجيا كلما إتجهنا إلى اليمين – زيادة القيم عن المتوسط أن أتجهنا إلى اليميار نقص القيم عن المتوسط وكلما إبتعدنا أكثر وأكثر عن المتوسط كلما قلت التكرارات ولهذا نقول أن المنحنى العالى طرفان « ذيلان » طويلان يمتدان ذات اليمنار العسار

لسافات طويله وتقربان من المحور الأفقى دون أن يمساه .

The twa tails extend in difinitely and never touch the horizontal axis

(٣) رغم أنه من المغروض نظريا أن طرفى المنحنى يمتدان يمينا ويسارًا إلى مالانهاية دون أن يمسا المحور الأفقى ، إلا أننا نهتم من الناحية العملية بالقيم التى تزيد أو تنقص عن الوسط الحسابى بمقدار ٣ وحدات معياريه حيث أن المساحة الكلية تحت المنحنى = ١ (مجموع الاحتمالات) – النصف عن اليمن والنصف على اليسار – فإذا رمزنا للوسط الحسابى بالرمز ٢ وللانحراف المعيارى بالرمز <math> فإن المساحة بين

.
$$M + I = FYAF$$
,

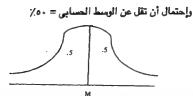
, A of
$$\xi = \sigma Y + M$$
 .

,44VY =
$$\sigma$$
 Y \pm M .

تفسير ذلك أن ٢٨,٢ ٪ من قيم المفردات لاتزيد أو تنقص عن الوسط الحسابي إلا بوحدة معياريه فقط أي أن ٢,١٣ ٪ من القيم تزيد عن الوسط الحسابي بمقدار وحده معياريه واحده ، ٢٤,١ ٪ من القيم تنقصى عن الوسط الحسابي بمقدار وحده معياريه واحده .

وبالمثل ٤ , ٩٥ ٪ من قيم المفردات الاتختلف عن الوسط الحسابي إلا في حدود وحدتين معياريتين فقط وكذلك ٧ , ٩٩ ٪ من قيم المفردات تزيد أو تنقص عن الوسط المسابي بمقدار ٣ وحدات معياريه فقط ولذلك كان الاهتمام العملي قاصرا على هذه الحدود .

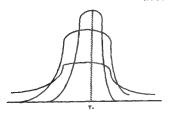
وعلى ذلك إحتمال أن تزيد قيمة المتغير عن الوسط الحسابي = ٥٠٪



وفى حالة تعادل الوسط الحسابى فإن شكل المنحنى العادى يختلف حسب الأنحراف المعيارى كلما زاد تفرطح المنحى كما يتضح من الأشكال الآتية:

T. = M.

A. £ . Y = O.



تعريف

ويمكن أن تعرف Z بأنها تمثل الفرق بين قيمة أى متغير س والوسط الحسابي ٢ بدلاله الوحدات المعارية

فمثلا أو كان متوسط وزن الطالب = ٧٠ كيلو بانحراف معيارى ٥ كيلو وكان وزن أحد الطلاب = ٨٠ كيلو فإن الفرق بين وزن الطالب والمتوسط ٨٠ كيلو - ٧٠ كيلو = ١٠ كيلو بالوحدات المطلقة أي بالكيلو جرام وأما
 الفرق بدلا له الوحدات المعاريه

$$\frac{M - \omega}{m} = Z.$$

$$\frac{Y - A}{m} = \frac{W}{m}$$

= ۲ وحده معتاریه

وتوجد جداول لحساب الإحتمالات عند قيم Σ المختلفة فمثلا تحت $\Sigma = 1$ نجد أن الاحتمال = 72, وهذا يعنى أنه إحتمال أن تكون قيمة المتغير بين الوسط الحسابي وبين الوسط الحسابي مضافا له وحده معياريه واحدة = 72, وهكذا – وبهذا بمكن العصول على الإحتمالات المختلفة .

وعلى ذلك يمكن أن تتصور أن الوسط المسابى ينحرف عن نفسه بالقيمة صفر من الواحدات المعارية فإذا أربنا أن نعرف مثلا إحتمال أن تتراوح قيمة المتفير بين الوسط المسابى والوسط المسابى مضافًا إليه ه , ١ وحده معاريه فإن هذا الاحتمال = ٤٣٣٢ , و و و و و الاحتمالات المتلفة كما يتضبع من الأمثله الآتية :-

مثال (۱)

فى دراسة عن محو الأميه فى مصر تبين أن عدد الساعات اللازمه لذلك يخضع للتوزيع العادى وأن الوسط الحسابى لعدد الساعات اللازمه = ١٠٠ ساعه وبانحراف معيارى قدره ١٠٠ ساعه أوجد الاحتمالات الاتية :-

أ- ما إحتمال أن شخصا تم إختياره بطريقة عشوائية يحتاج إلى أكثر من
 ١٠٠ ساعه لمح أميته .

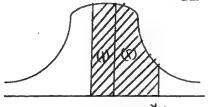
ب- ما إحتمال أن يحتاج هذا الشخص إلى مدة تتراوح بين ٥٥٠ ، ٧٠٠ ساعه لمحو أميته .

جـ- ما إحتمال أن يحتاج هذا الشخص إلى ٥٠٠ ساعه طي الأقل لمحو أميته .

د- ما إحتمال إحتياجه إلى ٤٠٠ ساعه على الأكثر لمحر أميته .

أ- الإحتمال المطلوب = ه ,

ب- إحتمال إحتياج الشخص إلى مدة تتراوح بين ٥٥٠ ساعه ، ٧٠٠ ساعه



٧٠٠ ا٠٠

الفرق بين ٥٥٠ ، ١٠٠ = ٥٠ ساعه

 $a=\frac{a}{1}$ at $a=\frac{a}{1}$

عندما Z = 0, يكون الإحتمال رقم (١)

.1410

الفرق ۷۰۰ – ۲۰۰ = ۲۰۰ ساعه

 $(1 = \frac{1 \cdot \cdot}{1 \cdot \cdot} = \frac{1}{1 \cdot \cdot})$ Z. عدد الوحدات المعيارية

$$|Y = (Y)| = TENT$$

$$1 = 1 \dots \div 1 \dots = Z$$

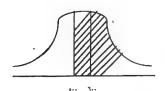
$$3(1) = 7/37, \quad 3(7) = \frac{1}{7}$$

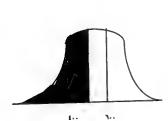
$$14 - 14 = 14 + 18 + 18 + 18$$
 الاحتمال المطلب = 14 الاحتمال



$$Y = \frac{Y \cdot \cdot}{Y \cdot \cdot} = Z$$
.

$$1870 - 1900 = 190$$
 الاحتمال المطلوب





مثال (۲)

إذا كان متوسط عند المشاهدين لياريات النادى الأهلى = ٥٠٠٠٠ مشاهد بأنحراف معيارى = ٥٠٠٠٠

ما إحتمال:

- (١) أن يقل عند المشاهدين عن ٦٢٠٠٠ .
 - (Y) ألا يقل عند المشاهدين عن ٧٠٠٠٠
- (٣) أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٤٠٠٠٠ ، ٥٠٠٠٠

الحلء

(١) إحتمال أن يقل عدد المشاهدين عن ٦٢٠٠٠



الاحتمال المللوب = ٥, (احتمال أن يقل عند المشاهدين عن ٥٠٠٠٠)

+ إحتمال أن يتراوح عد المشاهدين بين ٥٠٠٠٠ ، ٢٢٠٠٠

الفرق بالبحدات المطلقة = س - ٢٠٠٠ = ٦٢٠٠٠ - ٠٠٠٠

= ۱۲۰۰۰ مشاهد

 $A = \frac{17...}{10...} = (الانحراف بالبحدات الميارية)$

 $1 \times 1000 = 1000$

YAA = , o + , YAA = المحتمال المطلوب

 (۲) إحتمال ألا يقل عدد الشاهدين عن ٧٠٠٠٠ معناه أحتمال أن يكون عدد الشاهدين ۷۰ ألف فأكثر

≃ ٥, - احتمال أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٢٠٠٠٠ ، ٢٠٠٠٠

الفرق بالارقام المطلقة = ٧٠٠٠٠ - ٥٠٠٠٠ = ٢٠٠٠٠

$$1, TT = \frac{Y....}{10...} = Z.$$

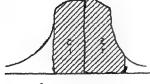
ح (من الجدول) = ٤٠٨٢ ,

وهو إحتمال أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٥٠٠٠٠ ، ٧٠٠٠٠

1/4 = 0. - 1/4 = 0. - 1/4 = 0. الاحتمال المطلوب = 0.

إحتمال أن يتراوح عدد المشاهدين بين ٤٠٠٠٠ ، ٧٠٠٠٠

وهذا الاحتمال يتكون من ح ، ، ح ،



Anna deres Vegen

الحمسول على ح، الفرق بالارقام المطلقة = ---- = ---- = ---- مع إهمال الاشاره

$$V = \frac{1}{10 \cdot 10} = Z$$

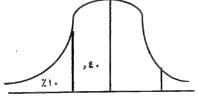
تطبيق عملى :

يمكن إستغدام التوزيع المعياري العادي" Standard Normal Distri bution"

فى إيجاد الحلول المشاكل العملية خصوصاً تلك المتعلقة باعطاء الضمانات عن عدد ساعات تشغيل المصابيح الكهريائية أو عدد كيلومترات تشغيل إطار السيارات أو المدد اللازمه للضمان السلع المختلفة وسنوضح ذلك الأمر بمثال عملى:

بفرض أن إحدى الشركات تنتج نوعا معينًا من المسابيح وأن الوسط المسابي للعمر الافتراضي = ٩٠٠ ساعه بانحراف معياري قدره ١٠ ساعه وإذا أفترضنا أن الشركة ترد المشتري نصف ثمن المسياح إذا قل العمر الافتراضي التشفيل عن عدد معين من الساعات س فإذا أرادت الشركة أن يتحمل ما قيمته ٥٪ من قيمة المبيعات ما هو عدد الساعات س الذي نضعه في الضمان لأقرب رقم صحيح لصالح الشركة .

حيث أن الشركة ترد نصف قيمة المسباح وأنها ترغب في تحمل ما قيمته ه// من قيمة المبيعات ، فإن الشركة تكون على إستعداد لرد نصف قيمة المسباح وذلك لما يعادل ١٠/ من المبيعات ، وكان المطلوب هنا هو الإجابه عن السؤال الآتى: إذا كان احتمال أن يكون عدد ساعات التشغيل (العمر الأفتراض) أقل من س = ١٠٪ ما هي قيمة س



۹۰۰ساعة س

إحتمال أن يتراوح العمر الافتراضى بين س ، ٩٠٠ ساعه = 3 , قيمة Z من الجدول التى تعطى إحتمالا = 3 ,

= تقریبا ۱٬۲۸

الآنه عند Z=X , وتقريبًا، الفرق بين ٩٠٠ لأنه عند Z=X , وتقريبًا، الفرق بين ٩٠٠ ساعه ، س ساعه بدلاله الوحدات المعاريه = X , وحيث أن الأنحراف المعاري = X ساعه - X ساعه - X

الفرق بالساعات = ٦٠ ساعه × ١٠, ١ وحده انحراف معياري

= ۱۸٫۸ ساعه

 $\omega = -1.7$ × ۲۲, $\lambda = -1.7$ ساعه

= ٨٢٣ ساعه لأقرب رقم صحيح لصالح الشركه .

مثال ه

إذا كان متوسط العمر الأفتراغيي انوع معين من أنواع إطارات السيارات الذي تنتجه إحدى الشركات + 0.00 كيلو متر ويأتحراف معياري + 0.00 كيلو متر - وإذا كانت الشركة ترد + 0.00 شمن الإطار الآل من يقل العمر الإفتراضي للإطار الذي يشتريه عن عدد معين من الكيلو مترات + 0.00 أنهد العدد الواجب تحديده في هذا الضمان إذا أرادت الشركة أن تتحمل من أجل ذلك خصما يوازي + 0.00 المبيعات .

الحل :

حيث أن الشركة ترد لل شمن بيع الإطار فقط وحيث أن جملة ما تتحملة = ٥٪ من قيمة المبيعات .

.. من المفروض من أن ترد الشركة لهذه القيمة ما يوازى ١٥٪ من هجم المبعات .

يقرض أن عدد الكيلو مترات للطلوب وضعه في ضمان بيع الإطار = س إحتمال أن يكون العمر الإفتراضي أصغر من س = ١٥٪

إحتمال أن يتراوح العمر الأفتراضي بين س ، ٣٥٠٠٠ كيلومتر

, To = , 10 - , 0 =

الأحتمال = ٣٥, والمطلوب الأن الحصول على قيمة Z من الجنول

1..8-=

أى أن س تقل عن الوسط المسابي وهو ٣٥٠٠٠ كيلو بمقدار ١,٠٤ وحدة معيارية .

الفرق بالأرقام المطلقة =
$$3... \times ...$$
 ه = $...$ ه كيلومتر $...$ س = $...$ ه $...$ ه $...$ $...$ $...$ كيلو متر ويمكن الحل القانون كما يلى :-

 $...$ $...$

وهو الرقم الواجب وشبعه في الضمان.

تقريب التوزيع الإحتمالي ثنائي الحدين للتوزيع العادي .

Normal Approximation of Binomial Probabilities

سبق أن أوضحنا أنه من المكن الحصول على التوزيع ثنائي الحدين من القانون .

حيث ن عدد مرات إجراء التجرية ،ح إحتمال النجاح في المرة الواحده ، (1 - 7) = 1 إحتمال الفشل في المرة الواحدة والمتغير العشوائي (1 - 7) = 1 النجاح المطلوبة ، ثم أوضحنا أنه يمكن الأعتماد على الجداول للحصول على هذه القيم ولكن عندما تكون قيم ن كبيرة فإنه قد لا نجد هذه القيم في الجداول .

ويرى رجال الأحصاء أنه من المكن الاعتماد على التوزيع العادى كتقريب للتوزيم ثنائي الحدين عندما تكون .

وفي هذه الحالة نجد أن الوسط الحسابي

القيت بقطعة من النقود ١٦ مرة إلى أطى أوجد إحتمال المصنول على منزرة ٦ مرات .

أولا من الجداول ،

ثانياً بالتقريب للتوزيع العادى .

الحل:

أولا من الجنول ن = ١٦ ، س = ٦

نجد أن الاحتمال = ١٢٢٢,

ثانيا باستخدام التقريب التوزيم العادى

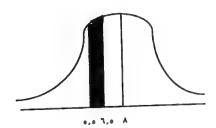
$$M = 7/ \times \frac{t}{r} = A$$

$$Y = \frac{1}{\gamma} \times \frac{1}{\gamma} \times 17 = \sigma$$

نظرا لأن الأحتمالات بالنسبة التوزيعات المستمرة تحسب كمساحة تحت دالة الكثافة الإحتمالية ولهذا فإنه لحساب إحتمال الحصول على ٦ صور فاننا نحسب

الساحة تحت المنحنى العادى بين ٥,٥، ٥,٥ وهذا من توزيع منفصل (ثنائى الحدين) إلى توزيع متصل (التوزيع العادى)

وعلى ذاك يمكن حساب إحتمال الحصول على ٦ صور كما يلى :-



$$Z (1) = \frac{A - 0, 0}{Y} = -0, 7$$

$$Z (1) = 33, 7, 7$$

$$Z (1) = \frac{0, 7 - A}{Y} = -0, 9, 7$$

$$Z (1) = 3, 7, 7$$

$$Z (2) = 3, 7, 7$$

$$Z (3) = 3, 7, 7$$

$$Z (4) = 3, 7, 7$$

$$Z (7) = 33, 7, 7, 7, 7$$

$$Z (8) = -0, 7, 7$$

$$Z (1) = -0, 7$$

$$Z (1$$

مقابل ۱,۲۲ من الجدول

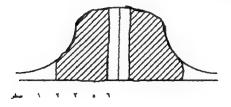
وهو فرق بسيط يدل على أن التقريب يعطى نتائج جيدة ولا شك فى أن هناك مشكلة تتعلق بعملية التقريب لأن توزيع ثنائى الحدين هو توزيع منفصل فى حين أن التوزيع العادى هوتوزيع متصل – وافهم هذه الحقيقة نفرض أننا ألقينا بزهرة من زهرات الطاولة ١٢ مرة بدون تحيز فإن احتمال الحصول علي رقم ٥ ست مرات = ١٢ ق $_{\Gamma}$ ($\frac{1}{\Gamma}$) ($\frac{1}{\Gamma}$)

... 37777 =

وإحتمال الحصول على رقم ه سبع مرات γ^{1} ق $_{V}$ $\left(\frac{1}{r}\right)^{V}\left(\frac{0}{r}\right)^{\circ}$ = 11771...

ولكن من المستحيل أن تحصل على رقم ه عدد يزيد عن ٦ مرات ويقل ٧ مرات لأن هذا الاحتمال = صغر لأنه لا يمكن العصول على رقم ه إلا بعدد صحيح من المرات أو صدفر صرة (صفر، ١ ، ٢ ، ٣ ١) ولكن هذا الكلام غير منطقى وغيرجائز بالنسبة للإحتمالات التى تتناول المتغيرات العشوائية المستمرة أى عندما تأخذ قيمة المتغير العشوائي س أى رقم بصورة مستمرة سواء كان عددا صحيحا أو كسرا وعلى ذلك إذا نظرنا إلى منحنى التوزيع العادى لوجدنا لهذا الإحتمال قيمة مكينة أكبر من الصغر .

والوصول الى حل لهذه المشكلة تتصور التوزيع التالى والخاص بالقاء زهرة الطاولة ١٢ مرة



لو أخذنا ح ($m \ge 7$) ، ح ($m \le 6$) وأردنا تقريبهما باستخدام التوزيع العادى وأخذنا المساحة على يمين رقم 7 والمساحة على يسار رقم 8 الكساحة على العادى أن مجموعهما 1 طبقا التوزيع تنائى الحدين والذى يقوم على أساس الأرقام المحديحة فقط والمشكلة هنا في المساحة بين رقم 8 ، 1

ولحل هذه الشكلة تعلى نصف هذه المساحة الى ح ($m \ge 1^\circ$) ولهذا عند حساب ح ($m \ge 1^\circ$) يحتسب المساحة على يمين 1° – 0° , = 0° , وهذا النصف هو الذي ($m \le 1^\circ$) نحسب المساحة على يسار 0° + 0° , = 0° , وهذا النصف هو الذي نسميه معامل التصحيح الاستمراريه .

مثال :

بدون تصحيح ، مع التصحيح

الحل :

 18×10^{-4} 18×10^{-4} 18×10^{-4}

رنى حالة التصحح

$$1, \forall V = \frac{Y, \delta - 1}{1, \xi \setminus \xi} = \frac{\xi - 1, \delta}{1, \xi \xi} = (1) Z$$

$$\sigma(t) = f(t),$$

$$1,VV = \frac{Y,o}{1,\Omega} = \frac{\ell - Y,o}{1,\Omega} = (Y) Z$$

الاحتمال = ۲۱۲۱, × ۲ = ۹۲۳۲,

مثال :

في المثال السابق ما إحتمال أن يكون عند الصور أكبر من ٦ بنون تصحيح، مع التصحيح

أولا : بدون تصميح ح بين ٤ ، ٦ من المثال السابق = ٤٢٠٧ , الاحتمال المطلب = ٥ , -٤٢٠٧ , = ١٨٠٠ ,

ثانيا مع التصحيح: تحسب بين ٤ ، ٥ , ٥ لأننا نرجع نصف وحده التصحيح ولنقسم المسافه بين ٥ ، ٦

$$1, -7 = \frac{1,0}{1/11/1} = \frac{1}{1/11/1} = 7.$$

, Yoot = 5

1 - 1000 - 1000

The EX Panential Distribution

يستخدم هذا التوزيع عادة كنموذج جيد عندما يتعلق الأمر بمتغير عشوائى يمثل الزمن أو الوقت اللازم لقضاء خدمه معينه كخدمه الطبيب أو الخدمة التى يقدمها ميكانيكى السيارات أو الخدمة في محل تجاري \sim أو متوسط العمر الافتراض لآي أصل من الأصول ولهذا التوزيع مقياس واحد فقط هو Λ كما سنوضح فيما بعد .

كما أن الوسط الحسابي لهذا التوزيع = الانحراف المعياري لأن التباين = مريم الوسط الحسابي

حيث هـ = كمية ثابتة ٢,٧١٨٢٨

أساس اللوغاريمات الطبيعية

الوسط الحسابي للتوزيع =
$$\frac{1}{\lambda}$$

$$\frac{1}{\sqrt{\lambda}} = \frac{1}{\sqrt{\lambda}}$$

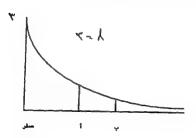
ويجب أن نوضح معنى ٨ بوضوح حتى يمكن الوصول إلى الحل السليم .

إذا كان الطبيب يستطيع أن يضدم 3 مرضى فى الساعه فإن الوسط الحسابى الرقت اللازم لضدمة المريض الواحد = $\frac{1}{2}$ وهنا $\lambda = 3$ أى أن λ عدد المرضى الذين يضمهم الطبيب فى الساعه الواحده .

كما يجب أن نشير إلى أن هذا التوزيع يتعلق بقيم موجبه فقط المتغير العشوائى الذى لا يمكن أن يآخذ قيمة سالبة لأنه يمثل الوقت اللازم لقضاء خدمه معينه .

وإذا رسمنا عدد من المنحنيات الخاصه بهذا التوزيع نجدها تقطع محور الصادات عند القيمه λ ومعنى هذا أن ح (صغر) = λ

كما أن إحتمال أن المتغير العشوائي للتوزيع الأسى بأخذ القيمة من أ إلى ب= المساحه تحت المنحني من النقطة أ إلى النقطة ب



كما تم تخصيص جنول خاص بهذه التوزيعات وسنوضح كيفية إستخدام هذه الجداول يمثال عملى:

مثال:

إذا كان متوسط الوقت اللازم لملاج المريض في إحدى عيادات الهيئة العامه للتأمين المدحى = $-\frac{1}{7}$ ساعه المريض الواحد وأن ذلك يخضع لتوزيع الدالة الأسيه . ما نسبة عند المرضى الذين يتم حد منهم في خلال ساعه واحدة ،

نى خلال الله ساعه ، خلال ١٠ بقائق ، فى خلال مدة تتراوح بين ساعه واحده ، ٢ ساعات حيث أنه من المكن خدمه المريض فى الله ساعه

 $Y=\lambda$ ن في المتوسط يمكن خدمه $Y=\lambda$ مرضى في الساعه الواحدة أي أن λ

الحاله الأولى أن يتم الضدمة في خلال سباعه واحدة حيث س تمثل الوقت اللازم لآداء الخدمة وهو يساوى أو ١ أو صفر من ساعه أي س < ١

المطلوب هو ح (س < ١)

 $T = T \times I = \lambda$ we also that is a size in $X = T \times T = T$

.٩٥ = ما الجدول ف (س λ) على يمين ٢ نجد أن الرقم

وهذا يعنى أن ٩٥ ٪ من المرضى يتم خدمتهم خلال مدة زمنية لا تتجاوز الساعه.

- - (۲) فی خلال ۱۰ بقائق ____ نحول إلی ساعات (خلال $\frac{1}{r}$ ساعه) $\Im\left(iw \le \frac{1}{r}\right)$ $w = \chi = \frac{1}{r} \times \chi = 0$

بالكشف في الجدول على يمين ٥, نجد أن الاحتمال = ٣٩٣, أي أن ٣٩.٣٪ من المرضى يتم خدمتهم في خلال ١٠ يقائق .

(٤) بين ۲،۱ ساعات :

أ . في حالة س ٢ ٤ ساعات

 $\P = \P \times \P = \lambda_{om}$

الاحتمال من الجدول = ٩٩٩٨٩, وهذا معناه إحتمال أن يتم آداء الخدمة خلال مدة أكبر من الصفر ولغاية ٣ ساعات .

ب- في حالة $m \le 1$ ساعه ح ($m \le 1$) = ه ٩, كما سبق الاشاره إليه

نسبة المرضى الذين يعالجون خلال مده تتراوح بين ساعه واحدة ، ٣
 ساعات

. 40 - , 44444 =

. • ٤٩٨٩ =

أي ٥٪ تقريبا من المرضى .

تمارين على التوزيعات الإحتمالية

(۱) فيما يلى بيان عن مبيعات السيارات لإحدى الشركات خلال ٣٠٠ يوم عمل . المطلوب إعداد جنول التوزيع الإحتمالي وكذلك الوسط الحسابي والاتحراف المعياري .

عند الأيام (التكرار ك)	عدد السيارات المباعه (س)		
۳.	سنقن		
£e	1		
۱۵	*		
118	٣		
74	£		
14	٥		
٣	7		
٣٠٠			

(۲) في التمرين السابق ما هي القيمة المتوقعة الربح اليومي إذا كانت دالة الربح = أ m + p = 1 m + p = 1 وكذلك الانحراف المعياري الربح اليومي .

إرشاد : "

(۱) القيمة المتوقعة للربح اليومى = 1×1 القيمة المتوقعة المتغير m + p

$$(\gamma)$$
 تباین الدالة الخطیه σ

= أ⁴ × ⁷0 س

= أ × تباين المتغير العشوائي س

 \sqrt{r} الانحراف المعياري للداله الخطيه = \sqrt{r} الانحراف المعياري للداله الخطيه =

(٣) إذا كان إحتمال الفوز في أي مره = $\frac{1}{1}$ ويفرض أنك لعبت ٥ مرات أوجد بأستخدام التوزيع ثنائي المدين إحتمال الفوز القيم المختلفة المتغير العشوائي س أعتبارا من m = 0 عمور إلى m = 0

أ-- باستخدام القانون

ب- باستغدام الجداول

وما هو الوسط الحسابي والأنحراف المعياري لهذا التوزيع .

- (٤) دات الاحتصاءات على أنه من كل ١٠٠٠ فرد ينظون محل شيكوريل يشترى ٣٠٠ فرد منهم فإذا دخل المحل ٦ أفراد أوجد باستخدام التوزيع ثنائى الحدين الاحتمالات الآتية :-
 - (۱) أن يشترى ٢ أفراد منهم فقط
 - (٢) أن يشترى ٣ أفراد منهم على الأكثر
 - (٣) أن يشتري ٣ أفراد منهم على الأقل
- (o) إذا كان إحتمال أن تكون الوحده تالله من إنتاج آلة معينه = o ٪ أخننا ٢٠ وحده منها بطريقة عشوائية باستخدام التوزيم ثنائي المدين من

- الجدول أرجد الاحتمالات الاتية :--
- (١) أن يكون من بينها وحده واحدة تالفه على الأقل .
- (٢) أن يكون من بينها وحده ه وحدات تالفه على الأكثر
 - (٣) أن يكون من بينها ١٥ وحده تالقه
- (٦) تدل خبره السنوات الماضية أنه من كل ١٠ طلاب يجتاز الامتحان في المتوسط ٣ طلاب من الراغبين في أختبار أمتحان الدكتوراه بفرض أن ٨ طلاب دخلوا إمتحان العام الحالي أوجد بنون استخدام الجداول الاحتمالات الآتية :-
 - (أ) إحتمال نجاح طالب واحد على الأقل
 - (ب) إحتمال نجاح ثلاث طلاب على الأكثر
 - (ج) إحتمال نجاح ٦ طلاب على الأكثر
- (٧) صندوق به ١٠٠٠ من سلعه معينه نصفها سليم والنصف الآخر معيب سحينا ٢٠ وحده بطريقة عشوائية إوجد الاحتمالات الآتية :-
 - (أ) إحتمال أن يكون من بينها ٣ وحدات سليمه على الأقل .
 - (ب) أحتمال أن يكون من بينها ١٧ وحده سليمه على الأكثر .
- (ج) إحتمال ألا يقل عدد الوحدات السليمة عن وحدتين ولاتزيد عن ٥ وحدات .

- (A) إذا كان متوسط عدد السيارات التي يبيعها أحد الوكلاء = ٤ سيارات يوميا – نفرض تطبيق توزيع بواسون أوجد الإحتمالات الآتية :-
 - (أ) إحتمال عدم بيع أي سيارة في أحد الأيام .
 - (ب) إحتمال بيع عدد يتراوح بين سيارتين ، ٥ سيارات في اليوم .
 - (ج) إحتمال أن بيع أكثر من ٧ سيارات في اليوم .
- (*) إذا كان متوسط عدد الطلبات التي ترد على سلمه معينه = ٢ في الساعه الواحده – بفرض تطبيق توزيم بواسون
 - (أ) ما إحتمال الحصول على ٣ طلبات خلال ساعه
 - (ب) ٣ طلبات على الأقل خلال ساعه
 - (ج) إحتمال الحمىول على ٣ طلبات على الأكثر خلال ساعه .
- (۱۰) إذا كان متوسط عدد الطائرات التي تصل إن مطار القاهرة = ٣ طائرات في الساعه ما إحتمال عدم وصول أي طائرة في خلال ساعه واحده ما أحتمال وصول أقل من ٦ طائرات في الساعه ماهو عدد الطائرات الاكثر شيوعا والذي يمكن أن يصل كل ساعه .
 - إيضاح العدد الأكثر شيوعا هو المنوال .
- (۱۱) أوجد المساحة تحت منحى التوزيع المعياري العادي لكل من الفترات التالية

(١٢) أوجد قيمة Z على المحور تحت منحنى التوزيع المعيارى العادى وذلك في الأحوال الآتية :-

- -1اً عندما تكون المساحة بين الصفر ، Z = XVVY
- ب- عندما ما تكون المساحة على يمين Z = ٢٠٠١٤,
- ج- عندما تكون المساحة على يسار Z = 1947,
- (۱۳) إذا كان متوسط العمر الافتراضي لإطار السيارة = ۳۰ آلف كيلو متر بانحراف معياري ٥٠٠٠ كيلو – وإذا إفترضنا أن العمر الأفتراضي للإطار يخضع لترزيع العادي إذا أخذنا أحد الإطارات بطريقة عشوائية أوجد الإحتمالات الآتية :-
 - أ- أن يزيد العمر الأفتراض عن ٣٠ ألف كيلو مترا
 - ب- أن يقل العمر الأفتراضي عن ٣٠ ألف كيلو مترا
- . جـ أن يتراوح العمر الأفتراضي بين ١٥ ألف كيلو متر ، ٤٠ ألف كلو متر ، ٤٠ ألف
 - د- أن يزيد العمر الافتراضي عن ٤٥٠٠٠ ألف كيلو
 - هـ- أن تقل العمر الإفتراضي عن عشرة آلاف كيلو

- (١٤) إذا كان متوسط الأجر في إحدى الشركات = ٨٠٠ جنيه شهريا بانحراف معيارى = ٢٠٠ جنيه ما هو الحد الادنى للاجر الذي يجب أن يحصل عليه أحد الأشخاص لكي يعتبر ضعن العشرة في المائه الذي يحصلون على أعلى الأجور .
- (١٥) إذا كان متوسط الزمن اللازم لحل الامتحان من واقع خبره السنوات السابقة = ١٢٠ دقيقة بانحراف معياري قدره ٢٥ دقيقة ما هو الوقت الواجب منحه للطلاب لحل هذا الأمتحان إذا أراد الأستاذ أن يكون الوقت كافيا لنسبة مقدراها ٨٠٪ من الطلاب لأنهاء الامتحان كله .
- (۱۱) إذا كان متوسط عدد المشاهدين لمباريات كرة القدم لنادى الزمالك = ٣٠٠٠٠ مشاهد بانحراف معيارى قدره ٥٠٠٠ أوجد الاحتمالات الآتية بغرض أن الظاهرة تفضع التوزيع العادى .
 - أن يزيد عند المشاهدين في أحد المباريات عن ٨٠ ألف مشاهد .
 أن يقل عند المشاهدين عن ١٧ ألف مشاهد
- ج- أن يتراوح عدد المشاهدين بين ١٥ ألف مشاهد ، ٤٠ ألف مشاهد.
- (۱۷) إذا كان متوسط وزن العلبه من سلعه معينه = ٥٠٠ جرام بانحراف معياري قدره ٥٠ جرام وإذا كان التاجر لا يقبل أي علبه يقل وزنها عن ٤٠٠ جرام ما نسبة العلب المرفوضه .
- (١٨) القيت بقطعة من النقود مائة مره إلى أعلى أوجد الإحتمالات الآتية على أساس تقريب التوزيع ثنائى المدين التوزيع العادى بالتصحيح وبدون تصحيح.

- أ-- المصنول على الصنورة ٥٠ مرة .
- ب- المصول على الصورة ٤٠ مرة على الأقل
- ج- الحصول على الصوره عدد يتراوح بين ٣٠ ، ٧٥ مره
 - د- ألحصول على الصورة ٧٠ مرة على الأكثر .
- (۱۹) إذا كان متوسط دخل الموظف في إحدى الشركات يخضع التوزيع العادى بوسط حسابى ۸۰۰ جنيه شهريا وإنحراف معيارى = ۱۵۰ جنيه أوجد الاحتمالات الآتية :-
 - أ- أن يتراوح أجر الموقف بين ٥٠٠ جنيه ، ٩٠٠ جنيه .
 - ب- ألا يزيد المرتب عن ١٢٠٠ جنيه
 - جـ أن يقل المرتب عن ٣٨٠ جنيه
- (۲۰) إذا كان متوسط الوقت اللازم التدريب على برنامج للحاسب الآلي =
 ۲۵۰ ساعه بانحراف معياري قدره ٥٠ ساعه أوجد الإحتمالات الآتية :-
 - (١) أن ينهى أحد الأفراد البرنامج في مدة تقل عن ١٢٠ ساعه
 - (Y) أن ينهى أحد الأفراد البرنامج خلال ١٥٠ ساعه على الأقل .
 - (٣) أن ينهى البرنامج خلال ١٢٠ ساعه على الأكثر .

الفصل الخامس المعاينة وتوزيع المعاينه

المعاينه وتوزيع المعاينه

Sampling and Sampling Distributian

يصف الظواهر المختلفة

الحصر الشامل للمجتمع أو أسلوب العينات: عند الرغبة في معرفة حسومات عن إحدى الشركات الكبرى والتي يبلغ عد العاملين بها ١٠٠٠ موظف مثلا مثل الوسط الحسابي للأجر والانحراف المعياري لهذا الأجر ونسبة الحاصلين مثلا على مؤهلات عليا وفانه من المكن الاعتماد على نظام الحصر الشامل لكل العاملين فتجد مثلا متوسط المرتب الشهرى = ١٠٠ جنيه والانحراف المعياري = ١٠٠ جنيه ونسبة الحاصلين على مؤهلات عليا = ٤٠ ٪

وهذه المقاییس نطلق علیها مقاییس المجتمع کله والوسط الحسابی برمز له بالرمز σ وهذه العیاری بالرمز σ و ده جنیه والانحراف المیاری بالرمز σ

والنسبة ح (أ) = ٤,

ولكن بدلا من الإعتماد على المجتمع الأصلى فقد تأخذ عينه بطريقة عشوائية من عدد من العاملين وليكن ٥٠ موظف ويمكن أن تعطينا نتائج قريبه جدا من نتائج المجتمع الأصلى إذا كانت نعبر عن المجتمع تعبيراً صادقا .

وفى هذه الحالة نطلق عليها احصاءات العينة Statistics بدلا من مقاييس المجتمع Parameters مستخدم س أولاً للرسط الحسابي للعينة ، تستخدم S أو ع الانحرآف المعياري للعينة.

أسباب الأخذ بنظام العينات :

مما لا شك فيه أن أسلوب الاعتماد على نظام العينات بوفر وقتا كبيرا ، بل

قد يكون من الصعب الاعتماد على نظام الحصر الشامل أو حتى من المستحيل القيام بالحصر الشامل لضيق الوقت - كما هو الحال بالنسبة لاستطلاع الرأى الفامس بالمرشحين للانتخابات والذي تقوم به المعاهد المتضمصه على فترات تصيرة . والسبب الثانى يتعلق أيضا بالتكاليف - فيمكن مثلا الأعتماد على عينة من ٤٠٠٠ شخص بدلا من حصر عدة ملايين حصراً شاملا يكلف مبالغ طائلة والسبب الثالث الذي يجعلنا نلجا الأسلوب العينات هو عنصر الدقة في الحصول على المعلومات عندما يتعلق الأمر بعدد محدود هو مفردات العينة وفي كثير من الأحيان نجد أنه من المستحيل الأعتماد على نظام الحصر الشامل للمجتمع - فهل من المكن إجراء الفحص على صفقة المواد الفذائية المستورده بالكامل أم الأكتفاء بنظام العينات .

وكذلك عند اختبار صلاحية شحنه من النخيره فهل نلجأ لتنمير الشحنه كلها للتأكد من صلاحيتها ؟ كـل هـذا الأسباب تدفعنا للأعتماد على أسلـوب المعاينة Sampling لدراسة خصائص المجتمع الأصلى .

انهام العينات :

توجد طريقتان أساسيتان لإختيار العينات من المجتمعات عينات عشوائية والمستان المشوائية المينات المشوائية فإنها المينات المشوائية فإنها العينات التي تتم على أساس إعطاء فرصه متكامله لكل مفرده من مفردات المجتمع للاختيار ,Same Prbability of being selected فإذا كان لدينا مجتمعا محدودًا وأخذنا منه عينه عشوائية مكونه من ن من المفردات فإن كل وحده في المجتمع لها فرصه متكافئه للاختيار . فعلى سبيل المثال إذا كان لدينا أربعة أشخاص

أحمد ، پرکه ، چاد ، دری

أ ب حد د

وأربنا أختيار عينه من فربين وكان لكل من أ ، ب ، ج ، د فرص متكافئه فإنه من المكن أن نختار

أ ، ب أن أ، جـ أن أ، دأن ب، جـ أن ب، د أن حـ، د وعدد المينات المكنه = ١٦

ئق = ٦

ولكل فرد من الأفراد ولكل عينه من هذه العينات فرصه متكافئه للاختيار

وأما بالنسبة للعينات غير العشوائية فهى التى يتم إختيارها على أساس تقدير شخصى يستند إلى خبره معينه عن المجتمع - وقد تستخدم العينه غير العشوائية كمرشد أو دليل قبل أختيار العينة العشوائية .

ويالنسبة للعينة العشوائية نفسها توجد طرق مختلفة لأختيارها . وفضلا عما سبق تجدد الاشاره إلى أن المعاينة يمكن أن تؤخذ من مجتمع محدود أو مجتمع غير محدود وعموما تستخدم الأرقام العشوائية عند إختيار العينات .

Sampling Dialni butuon تهزيع المعاينة

وأردنا إختيار عينه من رقمين فإن عدد العينات المكنه = °ق، = ١٠ وهذه العـــينات هي : ٢/١ ، ٢/١ ، ٢/١ ، ١/٥ ، ١/٥ ، ٣/٢ ، ٢/٥ ، ٢/٥ ، ١/٥ السط الحسابي للمجتمع الأصلى $M=\frac{1+7+7+3+6}{6}$ = T

وهذا يعنى أن الوسط الحسابى للمجتمع الأصلى = الوسط الحسابى لتوزيع المعاينة . أى الوسط الحسابى لجميع الأرقام التى تعبر عن الأوساط الحسابيه لجميع العينات المكنة – ففى المثال السابق يوجد ١٠ عينات واكل عينه وسط حسابى والذى يساوى الوسط الحسابى المجتمع الأصلى هو الوسط الحسابى للأوساط الحسابي لكل للأوساط الحسابية لهذه العينات ولكن هذا يختلف تمامًا عن الوسط الحسابى لكل عينه على حده – فكلما رأينا في المثال السابق أصغر وسط حسابى كان ٥٠,٥ للعينه (١٠ ٢) وأكبر وسط حسابى كان ٥٠,٥ للعينه (١٠ ٢)

الانحراف المعياري لتوزيع المعاينة

الأرساط الحسابيه لكل العينات المكثه

هي ١,٥ ، ٢ ، ٢,٥ ، ٣ ، ٢,٥ ، ٣ ، ٣,٥ ، ٣,٥ ، ٤ ، ٥,٤ وانصرافاتها عن الوسط الحسابي لها وهو ٣ =

١٠٥٠ ، ١٠٠٠ ، ١٠٥٠ ، صفر ، ١٥٠ ، صفر ، ١٥٠ ، ١٠ ، ١٠٥ ومجموع مريمات الاتحراقات هي :--

$$V, o = Y, Yo + V, + oY, + oY, + oY, + V + oY, Y = o, V$$

$$| V, o = \frac{V, o}{1} = oV, | V = oY, V = oY$$

$$|V_{i}(x)| = \sqrt{|V_{i}(x)|} = \sqrt{|V_{i}(x)|} = \sqrt{|V_{i}(x)|}$$

الانحراف المعياري للمجتمع الأصلي

$$\sqrt{V} = \frac{V}{\sigma} = 1$$
 والأنحراف المعياري =

$$\sigma x' = \frac{\sigma}{1}$$
 الانحراف المعياري لتوزيع المعاينه

وإذا كان المجتمع الذي ناخذ منه العينه مجتمعًا محدودًا قإن الانصراف المعياري لتوزيم المتابعه

$$\sqrt{\frac{0}{N-n}} \times \sqrt{\frac{N-n}{N-n}} =$$

حيث n = عدد مفردات العينة

σ ، الانحراف المعياري للمجتمع وعلى ذلك نجد أنه طبقا للمثال السابق نجد أن الانحراف المعياري لتوزيم المعاينه

$$= \sqrt{\frac{\sqrt{7}}{\sqrt{7}}} \times \sqrt{\frac{6-7}{6-1}}$$

$$= \sqrt{\frac{7}{7}} = 17M, \quad (7)$$

وخلاصة القول أنه إذا أخننا عينه عشوائية من مجتمع معين فإن الأمر لا يقتصر على عينه واحده ولكن يمكن أخذ عدد كبير من العينات ويتوقف ذلك على المجتمع وهل هو محدود أو غير محدود وحتى لو كان المجتمع محدوداً فإن عدد العينات =

عدد مفردات المجتمع

عبد مقردات العبته

نتقن

حيث ن عد مفردات المجتمع N

» ن عدد مفردات العينه n

وتوزيع المعانيه يضضع التوزيع العادى أى يمكن وضعه بالتوزيع العادى ويوسط حسابى ≈ الوسط الحسابى المجتمع الأصلى

وإنحراف معياري = $\sqrt{\frac{N-n}{n}}$ والذي = $\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$ بالنسبة للمجتمعات المحدوده .

ويطلق الأحصائيون لفظ الضطأ المعياري على الانصراف المعياري لتوزيع الماينة "Standard Error"

كما أو ضحنا أن ابسط طريقة لإختيار لهيئة العشوائية هو الاعتماد على جدول الأرقام العشوائية مثل الجدول المرفق بهذا الكتاب - وجدل الأرقام العشوائية يمكن إعداده بطرق كثيرة ولكن أبسط هذه الطرق تتمثل في وضع الأإقام من صغر إلى ٩ في كيس وسحب ورقة من الكيس وتسجل الرقم ثم رد الورق المسحوبة إلى الكيس قبل السحبه الثانية وخلط الأوراق جيدا ثم سحب ورقة

ثانيه ويسجل الرقم وورقة ثاثثه ورابعه وهكذا يمكن تكوين جنول أرقام عشوائية باي عدد من الأعدد والصفوف .

انواع العينات :

سبق أن أوضحنا بأنه يوجد طريقان لإختيار العينات من المجتمع هما العينات غير العشوائية أى التي تعتمد على التقدير الشخصى والعينات العشوائية أن الاحتمالية وهذه بدورها تنقسم إلى الأنواع الآتية:-

2- عينة المجموعات Liuster Sampling

ا- العينة العشوائية البعيطة

سبق أن أوضحنا أن هذه العينة يتم أخذها على أساس

- (١) إعطاء كل عينه ممكنه فرصه متكافئة للإختيار وكذلك .
- (٢) إعطاء كل عنصر في المجتمع فرصه متكافئة في الإختيار وأبسط طرق الاختيار هو الإعتماد على الأرقام العشوائية .

سواء تم ذلك باستخدام جداول الأرقام العشوائية أو بإستخدام الحاسب الآلى .

ففي المثال الذي أشرنا إليه حيث يتكون المجتمع من ٥ أرقام هي ١ ، ٢ ، ٣ ،

٤ ، ه وبينا أن عبد العبنات المكن = ١٠ عبينات (بفرض عبدم الدرض عبدم الدرض العبنات (بفرض عبدم الدرض عبدم الدرض العبنات (بفرض عبدم الدرض عبدم الدرض عبدم العبنات (بفرض عبدم العبنات العبنات العبنات العبنات (بفرض عبدم العبنات (بفرض ع

فإن لكل عينه فرصه متكافئة للظهور ويكون إحتمال ظهور العينة = $\frac{1}{1}$. للعينات العشر وهي

واكن إحتمال ظهور رقم \ في العينة

$$=\frac{1}{1.}+\frac{1}{1.}+\frac{1}{1.}+\frac{1}{1.}=3$$

وكذلك كل من ح (Y) ، y(Y) ، y(Y) ، y(Y) ، y(Y) . والهدف من هذا المثال هو إظهار المجتمع المحدود تمييزًا له عن المجتمع غير المحدود – وإن كان البعض يرى أن كل مجتمع بمكن حصره والمسألة تحتاج فقط إلى وقت وإمكانات – وكذلك إثبات أن لكل عينه فرصه متكافئة للإختيار وكذلك لكل مفرده في المجتمع فرصه متكافئة في الأختيار

العينة المنتظمة « طبقا لنظام معين » Systematic

وهى العينة التي يتم إختيارها طبقا لنظام معين حيث يتم إختيار العينة من المجتمع على فترات منتظمة طبقا لترتيب معين أو زمن معين أو مكان معين .

⁽١) في حالة الرد يكون عدد العينات المكته = ٢٥ أي تساوي (عدد مفردات المجتمع) مرفوعه اللاس ٢ وهو عدد مفردات العينه - وفي هذه المائة نجد أن أي مفرده يمكن أن تتكرر في نفس العينه أي نفتار ٣ ، ٣ لأننا نرد المفردة قبل المسحيه الثانيه .

فمثلا إذا أخذنا التربيب كأساس وأربنا أن نئفذ عينه من عدد من العاملين
فيمكن الرجوع إلى سجل الأرقام المسلسله ونختار أى رقم عشوائي لتبدأ به وليكن
رقم ٧ ثم رقم ١٧ ، ٧٧ وهكذا إلى أن يتم إختيار العدد المطلوب – وإذا أربنا أن
نجرى دراسة بالعينة على العملاء لإحدى المنشئت التجارية فيمكن أن نختار رقما
عشوائيا نبدأ به وليكن الساعه العاشرة صباحا ثم نسال الزبون أو العميل الذي
يصل كل ١٠ دقائق وهكذا والعشوائية هنا في الرقم الأول وأما الأرقام التالية فيتم
إختيارها طبقا لنظام معين .

"- العينة الطبقية Stratified Sampling

وفى هذه الحاله يتم تقسيم المجتمع إلى مجموعات متجانسة كل مجموعة منها تسمى طبقه ويتم أختيار عدد معين من كل طبقة بطريقة عشوائية ويحدث ذلك عادة عند وجود إختلاف جوهرى بين طبقات المجتمع المختلفة وتريد تمثيل العينة اكل هذه الطبقات – فمثلا إذا أردنا أن نقوم بدراسة حول الطلب على سلعه معينه فيجب علينا أن نفرق بين الريف والعضر وحتى داخل المدن فإنه يتعين التفرقه بين الأحياء المختلفة حسب مستوى المعيشة ومستوى الدخول وأنواق المستهلكين كما يتم إعطاء كل طبقة من الطبقات عددا من حجم العينة يتناسب مع حجم الطبقة بالنسبة للمجتمع كله أي يتم التوزيع بالنسبة المجتمع كله أي يتم التوزيع بالنسبة والتناسب .

فمثلا إذا كان حجم المجتمع كله = ٥٠٠٠ وحجم العينة = ١٠٠ وكانت طبقات المجتمع أ، ب، ج ٢٠٠٠، ٢٥٠٠ ، ٥٠٠ فإن عدد مفردات العينة للطبقات الثلاث = ٦٠ ، ٢٠ ، ١٠ على الترتيب واكن بالإضافة إلى هذا الأسلوب يوجد أسلوب آخر ويسمى التوزيع الأمثل وفي هذه الحاله يتم الترجيع بالإنحراف المياري لكل طبقة على الوجه الآتى:--

عدد مفردات المجتمع كله = ن

عدد مفردات کل طبقة من المجتمع =
$$\dot{v}_1$$
 ، \dot{v}_2 ، \dot{v}_3 , \dot{v}_4 , \dot{v}_5 , \dot{v}_5 , \dot{v}_7 , \dot{v}_7 , \dot{v}_8 عدد مفردات السينة کلها = \dot{v}_1 ، \dot{v}_7 ، \dot{v}_7 , \dot{v}_7 , \dot{v}_8 , \dot{v}_8 , \dot{v}_8 , \dot{v}_9 ,

Cluster Sampling عينه العجمهات - 3

وأساس التقسيم هنا هو التشابه بين المجموعات أي أن كل مجموعة متشابهه مع المجموعة الأخرى ولكن داخل كل مجموعة بوجد خلاف ، عكس العال

بالنسبة للعينات الطبقية حيث نجد أن كل طبقة تختلف عن الطبقة الأخرى فطبقة أمل الريف تختلف عن طبقة أهل المن واكن داخل الطبقة الواحده يوجد تشابه بين مفردات الطبقة تعود إلى عينه المجموعات.

فعند القيام بدراسة معينه عن الأسرة مثلا فإنه من المكن تقسيم المدينه الكبيره إلى أجزاء مختلفه وإختيار عدد المنازل من كل جزء القيام بالدراسه ، وهنا الأسلوب إذا أحسن تنفيذه يؤدي إلى إختيار عينات دقيقة بتكاليف بسيطة للغاية .

توزيع الوسط الحسابس للعينة سُ عند المعاينة من مجتمع عادس

كما سبق الإشارة إليه إذا كان لدينا المتغير العشوائي س وكان هذا المتغير يخضع للتوزيع العادي بوسط حسابي $^{\rm M}$ وإنحراف معياري $^{\rm M}$ فأنه من الممكن أخذ عدد كبير من العينا حجم كل منهم ن ولكل عينه وسط حسابي $^{\rm M}$ وانحراف معياري ع فإن $^{\rm M}$ تنتمي أيضا إلى توزيع عادي وسطه الحسابي $^{\rm M}$ $^{\rm M}$ $^{\rm M}$ الوسط الحسابي للمجتمع $^{\rm M}$ وإنحرافه المعياري $^{\rm M}$ $^{\rm M}$

 $\frac{\sigma}{\sqrt{\sigma}}$ ويسمى هذا التوزيع توزيع المعاينه ويمكن استخدام $\frac{\sigma}{\sigma}$ =

وسبق أن أوضعنا أن الإنصراف الميارى لتوزيع الماينه يسمى الخطأ ($x \sim 0$ Standard Error ويرمز له بالرمز σ

وتلفيصا لما سبق يمكن القول أنه عند أخذ عينات حجم كل منها ن من مجتمع له حصائص الترزيع العادى فإن الوسط الحسابي لتوزيع المعاينة = الوسط الحسابي للمجتمع الأصلى والإنحراف المعيارى للمجتمع المعاينة = الإنحراف المعيارى للمجتمع مقسوما على الجذر التربيعي لعدد مفردات العينة كما أن توزيع المعاينة يكون توزيعا عاديا .

ويرجع السبب في تسمية الإنحراف المعياري لتوزيع الماينة بالخطأ المعياري

إلى أنه عندما نقوم بأخذ عدد من العينات عن ظاهرة معينه فإن كل عينه من هذه العينات يكون لها وسط حسابي يختلف عن الوسط الحسابي المجتمع وتختلف الأوساط الحسابية للعينات للختلفة عن بعضها البعض بسبب ما يمكن تسميته بخطأ المعاينه نتيجة العدفه .

Sampling Error due to Chance (1)

أى أن هذه الغروق بين الأوساط الحسابية العينات المختلفة فيما بينها وكذلك وكذلك بينها وبين المجتمع يرجع إلى العناصر التي تم أختيارها لكل عينه من العينات . وعلى ذلك فتوزيع المعاينه الذي يتميز بضائة الخطأ المعياري أفضل بكثير من توزيع العاينة الذي يتزايد فيه الخطأ المعياري وحيث أن الخطأ المعياري خارج قسمة الانحراف المعياري المجتمع على الجذر التربيعي لحجم العينة ، ولذلك نرى أنه كلما كبر حجم العينه كلما أنخفضت قيمة الخطأ المعياري تفرض ثبات الإنحراف المعياري المجتمع على الخطأ المعياري للمجتمع العنينه الخطأ المعياري للمجتمع .

المعاينه من مجتمع غير عادس

ريمةتضى نظرية الحد المركزى The Central Limit treorem نجد أنه حتى بالنسبة العينات التي يتم إختيارها من مجتمع لا يخضع للترزيع العادى فإن الوسط الحسابي لتوزيع المائيه = الوسط الحسابي المجتمع الأصلى وذلك مهما كان حجم العينه.

وأما فيما يتعلق بنوعية توزيع المعاينه فقد ثبت أنه مع زيادة هجم العينه يقترب توزيع المعاينه من التوزيع العادى وذلك بغض النظر عن خضوع أو عدم

R.I Levin - Statistics for Management Prentice - Hall 1978 P. 189 (۱)

190

خضوع المجتمع الأصلى للتوزيع العادي .

وفي الفصل القادم سنتعرض لإستخدام العينات وفي تقدير المقاييس الاساسيه للمجتمع نفسه سواء تعلق الأمر بالوسط الحسابي أو الإنحراف المعياري أو النسب.



القصل السادس

التقدير Estimation

١- تقدير الوسط الحسابى المجتمع بفرض أننا نعرف الإنحراف المعيارى
 المجتمع :

نفرض أننا نعرف أن الإنصراف المعياري لمتوسط دخل الفرد في أهد. الأحيا⇒ ١٥٠ جنيه شهريا

ويفرض أننا أَحْنَنا عينه من ٤٩ مواطن هذا الحي قوجدنا أن متوسط دخل ويفرض أننا أَحْنَنا عينه منه $\frac{1}{2}$ الفرد $\frac{1}{2}$ عبد الأفراد العينه الفرد عبد الأفراد العينه عبد الأفراد العرب الأفراد العرب الأفراد العرب الأفراد العرب الأفراد العرب المناطق ا

والآن هل يمكن الإعتماد على الوسط الحسابي للعينه وهو ٥٠٠ جنيه شهريا ونقول أنه يساوى الوسط الحسابي للمجتمع – بديهي أننا لا نستطيع أن نؤكد ذلك، فقد سبق أن أوضحنا أن كل عينه لها وسط حسابي يختلف عن المينات الأخرى ويختلف عن المجتمع ولو تعادل الوسط الحسابي للعينه مع الوسط الحسابي لكان ذلك بمحض الصدفه ولهذا قإن الخطأ هنا (أي الخطأ في الإعتماد على قيمة سُ لتقدير قيمة ١١)

= سُ - ۲

ولكن المشكلة أننا لا نعرف قيمة ٢٠ بل نسعى إلى تقديرها ولهذا سنتعمد على ترزيع المعاينه لمعرفة الخطأ في التقدير .

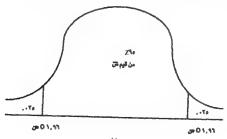
سبق أن أوضحنا أن توزيع المعاينه يقرب من التوزيع الطبيعي إذا كان حجم العينه كبير يساوي أو أكبر من au مغرده وأن لهذا التوزيع وسط حسابي = الوسط الحسابي للمجتمع وخطأ معياري = $\frac{\sigma}{V}$ ويتطبيق ذلك على المثال السابق نجد

أن الخطأ المعياري لتوزيع المعاينة σ سَ = $\frac{10!}{V!}$ = ۲۱,۶ جنيها

وسبق أن أوضحنا عند دراستنا التوزيع العادى أن ٦٨, ٢٦٪ ٪ من قيم المتغير العشوائي س تختلف بالزيادة أو النقص عن الوسط الحسابي التوزيع بمقدار وحده معياريه واحده وأن ٤. ٩٥٪ من قيم المتغيرات العشوائي س تختلف عن الوسط الحسابي بمقدار وحدتي خطأ معياري وهكذا .

وينطبق ذلك على توزيع المعاينه (والذي يقرب من التوزيع العادي) نجد أن ٦٨,٢ ٪ من الأوساط الحسابية للعينات تختلف عن الوسط الحسابي لتوزيع المعاينه (والذي هو الوسط الحسابي للمجتمع) في حدود وحدة خطأ معياري واحد ، ٤٠,٥ ٪ من الأوساط الحسابية تختلف في حدود وحدتين خطأ معياري وهكذا .

كما أنه يلاحظ أن ٩٥٪ من العينات تنصرف بالزيادة أو النقص بمقدار ، ٩٦ محدة خطأ معياري عن الوسط الحسابي كما يتضح من الرسم التالى :



وينطبق ذلك مثالنا هذا حيث وحدة الخطا المعياري الواحدة = ٢١,٤ جنيها فإننا نستطيع أن نقول أن ٩٥٪ من العينات ينحرف وسطها الحسابي عن الوسط الحسابي للمجتمع بمقدار ١,٩٦ وحده خطأ معياري × ٢١,٤ جنيها

= 13.7, 13 جنيها = 13جنيها تقريبا .

أو بعبارة أخرى نستطيع أن نقول أن 4 3 4 من الأوساط المسابية العينات تقع فى حدود $^{+}$ 2 3 جنيها من الوسط المسابى المجتمع $^{-}$ 3 5

وكذلك من المكن أن تشير إلى أن 10% من الأوساط المسابية للمينات تزيد أو تنقص عن الوسط المسابى للمجتمع في حدود 10% وحدة خطأ معياري أو محدود 10% 10% معياري أو محدود 10%

أى أننا نستطيع أن نقرر بإحتمال قدره ٩٩٪ أن الفطأ وفى التقدير ان يتجاوز \pm ٢, ٥٥ إذا إعتمانا على الوسط الحسابى للمينه وهو + ٠٠ جنيه شهويا لتقدير الوسط الحسابى للمجتمع وهذا يعنى أن ٢, ٥٥ هى الحد الأقصى للخطأ فى التقدير والآن عندما يكون هناك إحتمال قدره ٩٥٪ أو ٩٩٪ فإن المتمم الواحد المحيح سنطلق عليه = 0. ، ، ٠٠ , على الترتيب .

-1 = -1وعلى ذلك يكون الاحتمال نفسه

وَعلى ذلك إذا إفترضنا أننا نرغب في المثال السابق في المصول على المصي خطأ في التقدير بفرض أن ٣ = ٢٠ ، فاننا نتبع الخطوات التالية :--

$$,\cdot 1 = \frac{\alpha}{1}$$
 $,\cdot Y = \alpha$

11 = 0.1 - 0.1 = 11

قيمة Z التى تقابل إحتمالا قدره ٤٩, من جنول التوزيع المعيارى العادى Y.YY = Y.YY وحدة خطأ معيارى ، الحد الأقصى للخطأ فى التقدير بدلالة القيم المطلقة = $YY.Y \times Y.YY = YY.E$ جنيها

مما سبق يتضبح أنه كلما زاد الإحتمال زادت قيمة الخطأ في التقدير ،

فعندما كان الإحتمال ٢٠٠ كان الحد الأقصى للخطأ في التقدير ٣٠, ١ وحدة خطأ معياري ، ٢٠ جنيها بالأرقام المطلقه وعندما كان الإحتمال ٩٠٪ كان الحد الأقصى للخطأ في التقدير ٣٠, ٢٠ خطأ معياري ، ٢٠, ٤٠ جنيها بالأرقام المطلقه وعندما كان الإحتمال ٩٠٪ كان الخطأ في التقدير ٥٠, ٢ وحدة خطأ معياري ، ٢,٥٥ جنيها .

الحد الادنس والاقصى للتقدير

في المثال السابق أستطعنا أن نعتمد على الوسط المسابي للعينة لتقدير الوسط المسابي للمجتمع ويدرجة خطأ معينه ويأحتمال معين ويسمي هذا بالتقدير عند نقطة معينه عبد Point Estimate ويدرجة خطأ معينه المكن أن نضع ما نصل إليه في صدورة أخرى فمثلا في المثال السابق أوضحنا أننا نقدر الوسط الحسابي للخل الفرد في المجتمع بعبلغ ٥٠٠ جنيه ونجد أقصى للخطأ = + ٤٧ وياحتمال قدره ٩٥٪ ويدلا من ذلك فإنه من المكن عرض هذا التقدير في صدورة فتسرة فتسرة عدره كان المكن عرض هذا التقدير في صدورة فتسرة أقصى للخط الفرد في المدانئي للتقدير = ٥٠٠ - ٤٢ = ٤٥٨ جنيها وحد أقصى للتقدير = ٥٠٠ - ٤٢ = ٤٠٨ جنيها وحد الفرد في المجتمع بمبلغ ٤٥٨ والحد الاقصى بمبلغ ٤٥٨ جنيه وياحتمال قدره

وهكذا كلما زادت قيمة الإحتمال وقل الفرق بين الحد الألنى والحد الأقصى التقدير كلما دل ذلك على سلامة التقدير والمكس صحيح .

ونستطيع أن نؤكد هذه الحقيقة بزيادة حجم العينة في المثال السابق من ٤٩ فرد إلى ٤٠٠ فرد وبرى أثر ذلك على تقدير الحد الأدنى والحد الأقصى لدخل الفرد في المجتمع في إطار إحتمالات مختلفة .

الخطأ المعياري الجديد =
$$\frac{10.7}{1...}$$
 = ه , ۷ جنيه

العد الأقصى للخطأ في التقدير باعتمال قدره 0 \times = 1.4 وهده خطأ معيارى وبالقيم المطلقة = 1.4 \times 0.4 جنيه بدلا من 1.4 جنيه عندما كان حجم العينة = 1.4 وإذا كان الإحتمال 1.4 يصبح أقصى خطأ في التقدير بالقيم المطلقة = 1.4 \times 1.4 جنيه بدلا من 1.4 من 1.4 من 1.4 من 1.4 من 1.4 من 1.4 في دد .

وكذلك إذا كان الاحتمال ٩٨٪ فإن أقصى خطأ فى التقدير بالقيم المطلقة = ٢٠,٢ × ٥٠,٥ = ٥,٧١ بدلا من ٤٩,٨ جنيه

مما سبق نستطيع أن نستنتج أن تقدير الوسط الحسابي في المجتمع يتوقف على :-

$$\sigma = 0$$
 الانحراف المعياري المجتمع $\sigma = 0$ مجم العينة $\sigma = 0$ قيمة $\sigma = 0$ التي تجعل قمة كل طرف $\sigma = 0$ ولذلك يمكن أن نقول $\sigma = 0$

السط المسابى للعينة سُ

ولهذا نقول أن

$$\frac{\sigma}{\dot{v}} \times Z_{\underline{\alpha}} + \dot{w} = w + \omega$$

$$||w| + ||w| + ||w|| +$$

وعلى ذلك نكون قد إفترضنا معرفة الرنحراف المعيارى المجتمع ولكن ما هو الحال إذا كانت σ غير معروفة τ

تقدير النسبة في المجتمع من واقع النسبة في العينة :

حتى يمكن فهم هذا الموضوع نفترض أننا نقيس نسبة التلف في إنتاج أحد المسانع - لا شك في أن هناك نسبة تلف المجتمع كله وسنفترض أن هذه النسبة = م.

فإذا أخذنا أى عينة من إنتاج المسنع فإن كل عينة سنجد بها نسبة تلف تختلف عن الأخرى وتسمى كل منها مُ ولا شك في أن الرسط المسابى لكل قيم مُ النسبة في المجتمع وهي = م

فإذا كانت نسبة التلف على مستوى المجتمع كله = ٢٠٠,

أى أن م = ٢٠,

فإن الوسط الحسابي لنسب التلف في كل العينات المكنه = أيضًا ٠٠٢,

وإذا كان الرسط الحسابي لكل نسب التلف من واقع العينات = م أى نسبة التلف في المجتمع فإن الإنحراف المعاري لهذا التوزيع كما يلي :-

مَ =
$$\sqrt{\frac{(-1)\rho}{\dot{\upsilon}}}$$
 . إذا كان المجتمع غير محدود σ مَ = $\sqrt{\frac{\dot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}{\dot{\upsilon}}}$ اذا كان المجتمع محدودًا $\sqrt{\dot{\upsilon} - \dot{\upsilon}}$

وجدير بالذكر أن توزيع المعاينة للنسب م يمكن تقريبه لتوزيع إحتمالي عادى عندما يكون حجم العبنة كبيرا .

ويرى بعض الإحصائيين أنه يمكن تحقيق ذلك بتوافر شرطين :-

وسبق أن تصدفنا عن التوزيع ثنائى الصدين وهو التوزيع المناسب التوزيع الإستمالى النسب – كما بيننا أنه يمكن تقريب التوزيع ثنائى الصدين التوزيع العدين التوزيع ألمادى . وسنطبق ذلك على النسب .

$$\begin{array}{c|c}
c \times \dot{o} = M \\
\hline
(c-1) \times c \times \dot{o}
\end{array} \quad V = \sigma.$$

هذا عند التحدث عن المتوسط بالأعداد ولتحويل الأعداد إلى نسب نقسم كل من الوسط الحسابي والانحراف المعاري على ن

ignary strong by the strong function
$$\frac{\dot{c} \times \dot{c}}{\dot{c}} = 3$$

equal of the strong by the strong function $\frac{\dot{c} \times \dot{c} \cdot \dot{c}}{\dot{c}} = 3$

equal of the strong function $\frac{\dot{c} \times \dot{c} \cdot \dot{c}}{\dot{c}} = 3$

for $\frac{\dot{c} \times

وهذه تسمى الخطأ المعيارى للنسبة

$$\frac{(e^{-1})e}{\partial x} = e \sigma.$$

 أم = م نسبة المجتمع ويمكن إستخدام ذلك على الوجه الأكمل كما يتضع من المثال التالي :

يريد أحد المرشحين لإنتخابات مجلس الشعب في إحدى دوائر الشرقية تقدير إحتمال نجاحة في الانتخابات أخد عينه من ٤٠٠ ناخب فكانت نسبة الموافقين على إنتخابه = ٧٠, أي ٧٠٪ أوجد بدرجة ثقة ٩٩٪ تقريرك للحد الأدنى والحد الأعلى لنسبة من ينتخبون هذا المرشم.

$$\frac{1}{2} \left(\frac{1}{2} \right)^{-1} = \frac{1}{2} \left(\frac{1$$

عندما درجة الثقة = ٩٩٪

الاحتمال = ه٤٩,

Y, oA = Z.

النسبة المطلوبة = V, $\pm A$, V × Y Y + Y Y , Y + Y Y .

أى أن الحد الأدنى لنسبة المرافقين ١, ٦٤٪ χ والحد الأقصى = ١, ٥٥ χ

وفي المثال السابق ما هو تقديرك للحد الأدنى والأطى لنسبة الموافقين إذا كانت درجة الثقة ٢٥٪ .

عندما برجة الثقة = ٩٥,

 $, 2 \lor a = 0$

$$1.11 = Z.$$

النسبة المتوقعة للموافقين على إنتخاب المرشح

$$= V, + FP, I \times PYY$$

الحد الأدني = ٥,٥١٪ والحد الأعلى = ٥,٤٧ ٪

في المثال السابق ما تقديرك للحد الأدنى والأطي بدرجة ثقة ٩٩٪ إذا كان حجم العينة = ١٥٠

في هذه الحالة
$$\sigma$$
مُ = $\sqrt{\frac{v_{+}v_{-}}{v_{+}}}$ = 3۷۲۰,

نسبة المجتمع = V, $\pm 3V^{*}$, $\times A_0$, Y = V, $\pm V^{*}$,

ويلاحظ زيادة الخطأ في التقدير نتيجة لإنخفاض هجم العينة من ٤٠٠ إلى ١٥٠ عند نفس نسبة الاحتمال وهي ٩٩٪.

تقدير الوسط العسابس للمجتمع بفرض أن 🛪 غير معروفة

الحالة الأولى: إذا كان حجم العينة كبيرا (٣٠ أن أكثر)

في هذه الحاله تستخدم S (الانحراف المعياري للعينة) بدلا من σ وتطبق نفس القراعد السابقة أي أن إلىسط الحسابي للمجتمع

$$M = X + \frac{Z_{k}}{2} + \frac{X^{\frac{S}{n}}}{2}$$
 الحالة الثانية : إذا كان حجم المينة صفيرا (أقل من T)

فى هذه الحالة أن نستخدم التوزيع العادى ولكن نستخدم توزيعا آخر يسمى t distribution والذى جاء نتيجة لبحث عالم يدعى جوسيت ونشره لأسباب خاصه باسم Student

وهذا التدريع يلاحظ أنه يكون أدنى من التوزيع العادى عند الوسط المسابى وأعلى من التوزيع العادى عند طرفى المنحنى واكن كل من التوزيعين يتميزان باتهما ينقسمان إلى قسمين متماثلين وإن كان منحنى توزيع لا له قمه منخفضه عن المنحنى العادى واكن كلما زاد حجم العينة كلما تقارب شكل المنحيين.

ويمكن الكشف في جدول ابالإعتماد على درجات الحريه والتي تساوى (-1) أي عدد مفردات العينة -1 وكذلك ∞ فمثلا إاذا كان مستوى الثقة = 0 فإن $\infty = 0$, وكان عدد مفردات العينة -1 فإن درجات الحريه -1 - نكشف في جدول 1 تحت رقم 0 , وأمام رقم 0 نجد أن الاحتمال -1 1 وجدير بالذكر أنه كلما زادت عدد مفردات العينة أقترب الاحتمال من الاحتمال الفاص بالتوزيع الطبيعي (مثال عند درجة -1 الاحتمال -1 , التوزيع الطبيعي.

وسنوضع كيفية إستخدام توزيع 1 عدد من الأمثله العملية :

مثال (۱)

في جولة لاحد مقتض وزارة التموين على أحد المفايز أخذ عينة من ٢٠ رغيف وقام بحساب الوسط الحسابي والإنحراف المدياري لهذه المينة قوجد أن الرسط الحسابي لوزن الرغيف = ١٤٠ جرام والإنحراف المعياري = ١٨ جرام ما مو أقصى خطأ في تقدير متوسط وزن الرغيف الانتاج المفيز كله على أساس متوسط وزن الرغيف من واقع العينة وما هو الحد الأدنى والحد الأقصى لمتوسط وزن الرغيف في المجتمع بدرجة ثقة ٩٥ ٪

$$. \bullet = . \bullet = . \bullet = \infty$$

عند مقريات العينة = ٢٠

نرجات الحرية = ١٩

حيث أن عند مقردات العينة أصغر من ٢٠ والأتحراف المعياري المجتمع غير. مغروف - تستخدم توزيع 1

أقصى خطأ في التقدير = عند وحدات الخطأ المعياري × قيمة وحدة الخطأ المعياري

رحدة الخطأ المعياري الواحدة =

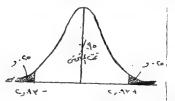
$$\frac{S}{\sqrt{n}} \quad \mathcal{E} \qquad \frac{V}{\sqrt{N}} \qquad = \qquad \frac$$

وبالكشف في الجداول عن قيمة ٤ أمام درجات حربه ١٩ وتحت ٠٠, نجد أن قيمة ٢,٠٩٣ = ٤ الحد الأقصى للخطأ = ٢٠٠٩٣ وحده خطأ معياري

أو = 47.4 × ه ۲ م 47 جرام

العد الأدنى والأقصى لمتوسط وزن الرغيف في المجتمع = ١٤٠ + ٨,٤٢ م

= ١٣١,٦ ١٤٨,٤ جرام بدرجة ثقة ٩٥ ٪ أى أن ٥٪ فقط على الطرفين الإيمن والإيسر كما يتضع من الرسم التالى:



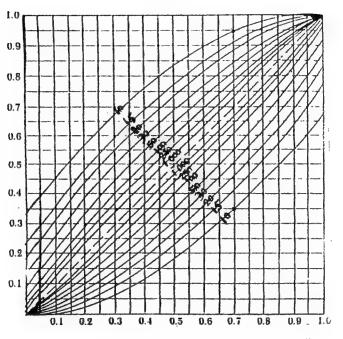
تقدير النعبة في المجتمع من واقع عينة صغيرة

إذا كانت النسبة من واقع العينة الكبيرة = $-\frac{1}{2}$ مثلا فإن النسبة في المجتمع يمكن تقديرها على أساس $-\frac{1}{2}$ وأن أقصى خطأ في تقدير النسبة = $-\frac{1}{2}$ × $-\frac{1}{2}$ وفي هذه الحالة تقول أن $-\frac{1}{2}$ $-\frac{1}{2}$ × $-\frac{1}{2}$

وعندما تكون العينة أصغر من ١٠٠ فإن الإحصائيين يعتمدون على التوزيع ثنائى الحدين لتحديد الحد الأدنى والحد الأقصى لتقدير النسبة في المجتمع (١)

ويمكن الاعتماد على الجدول الاتي والذي يمكن إستخدامه بسهولة :

Patteren, Statistical Methads, Inwin, 1981, P. 257, 258



النسبة من واقع العينة = ٧, درجة الثقة ٩٥,

عبد مفردات العينة = ١٠

فى هذه الحالة نختار ٧, على المحور الأقلى ثم نتجة مع الخط رأسيا حقى يتقاطع مع منحنى رقم ١٠ من أسفل إلى أعلى نجد أن النسبة = ٣٥, (المحد

الايني) ثم بتقاطع مع منحنى رقم ١٠ مرة ثانية عند ٩٥. (لأن هذا هو الذي يمثل عدد مفردات العينة ١٠)

أى أن الحد الأدنى للنسبة في المجتمع = ٣٥، والحد الأقصى ٩٥، وإذا أردنا أن نقارن بين النتائج السابقة ، وبين ما يمكن أن نحصل عليه باستخدام التوزيع العادى فنجد أن :--

نحديد دبم العينة

الأمر هنا يتعلق بتحديد حجم العينة المناسب والذى يجدل الحد الاقصى الخطأ عند الأعتماد على متوسط العينة كاساس لتقدير متوسط المجتمع ويدرجة ثقة معنة .

قمثلا إذا إفترضنا أن الانحراف الميارى لعمر الفرد في كلية الإدارة = ٣ سنوات على مستوى مجتمع الكلية كله ما هو هجم العينة الواجب أخذها لكي لا يتجاوز الحد الأقصى للخطأ في التقدير ١٩٤٥ سنه بدرجة ثقة ٩٩٪.

الحلء

في هذه المالة المُطأ في التقدير = عبد وحدات المُطأ المعياري × قيمة وحدة المُطأ المياري

$$\frac{T}{iV} = \frac{\sigma}{iV} = \frac{\sigma}{iV}$$

الحصول على عند وحدات الخطأ العياري أي قيمة 2

الاحتمال = ٩٩, ÷ ٢ = ه٤٩,

قيمة 2≃٨ه.٢

وهذا الرقم هو أقصى خطأ بدلالة الوحدات الماصة بالخطأ المعياري

أقصى خطأ بدلاله المعدات المطلقة

$$\frac{\mathbf{v}}{\mathbf{v}} \times \mathbf{v} = \mathbf{v}, \quad \mathbf{v} \times \mathbf{v} = \mathbf{v}, \quad \mathbf{v} \times \mathbf{v}, \quad \mathbf{v} \times \mathbf{v} = \mathbf{v}, \quad \mathbf{v} \times \mathbf{v}.$$

ن = ١٤٤

 $n = \left(\frac{\sigma \times Z}{E} \right)^2$ ويمكن أن تصل إلى القانون الآتي

أي أن

$$(\frac{\sigma \times Z}{2}) = 0$$

حيث E أن خ عبارة عن أقصى خطأ مسموح به بدلالة الأرقام المطلقة ، Σ عند وحدات الخطأ المعياري طبقا لدرجة الثقة المطلوبة ، σ الإنجراف المعياري المجتمع .

ويتطبيق القانون على المثال السابق نجد أن

$$\dot{U} = \begin{pmatrix} A_0, Y \times Y & \end{pmatrix}^{\gamma} = \begin{pmatrix} \frac{3Y, V}{63I_{-}} \end{pmatrix}^{\gamma}$$

111 =

وهي زفس النتيجة التي وصلنا لها ،

مثال :

أوجد حجم العينة الواجب أخذها من مجتمع انحرافه المعياري = ٥٠ جنيه شهريا إذا أردنا ألا يتجاوز الحد الأقصى للخطأ في التقدير ١٠ جنيه بدرجة ثقة ٩٩٪ (لأقرب عشرة أرقام)

وهنا نقول ۱۷۰ لأقرب عشرة أرقام

، p - لعثمال النواح في المرة الرفطة

Table 1 Binomial Probabilities $\binom{n}{n} p^n (1-p)^{n-n}$

							P					
	×	0.1	0.2	0.25	0.3	0.6	0.5	2.6	0.7	0.75	48	0.9
1	0	0.900	0.900	0.750	0.700	0.600	0.500	0.400	0.300	0.250	0.200	0.100
		0.100	0.200	0.250	0.300	0.400	0.500	0.600	0.700	0.750	0.800	0.900
2	0	0.810	0.640	0.563	0.490	0.580	0.250	0.160	0.096	0.063	0.040	0.010
	- 1	0 190	0.320	0.375	0.430	0.480	0.500	0.+80	0.420	0.375	0.320	0.180
	2	0.010	0.040	0.063	0.090	0.160	0.250	0.360	0.490	0.563	0 640	0.810
3	0	0.739	0.512	0.423	0.343	0.216	0.125	0.064	0.027	0.016	0.008	0.001
	- 7	0.243	0.384	0.422	0.+41	0.432	0.375	0.286	0.189	0.141	0.096	0.027
	2		11.096	0.141	0.199	0.286	0.375	0,432	0.441	II.422	0.384	0.243
	3	3.003	0.008	0.016	0.027	0.064	0.125	0.216	0.343	0.422	0.512	0.729
4	0	0 656	0.410	0.316	0.2+0	0.130	0.063	0.026	0.006	0.004	0.002	0.000
	- 1	0.292	0.410	0.422	0.412	0.346	0.250	0.154	0.076	0 047	0 026	0.004
	- 2	12.049	0.154	0.211	9.105	0.546	0.375	0.346	■.265	0.211	0.154	0 049
	3	0.004	0.026	0.047	0.076	0.154	0.250	0.346	0.412	0.42.1	0.410	0.292
	4	0.000	0.002	0.904	0.006	0.026	0.063	0.130	0.240	0.313	0.410	0.656
5	0	0.500	9.528	0.237	0.168	0.076	0.031	0.010	0.002	100.0	0.000	0.000
	- 2	0.57%	0.410	0.396	0.360	0.259	0.156	0.077	0.028	0.015	0.006	0.000
	- 2	10071	0.205	0.264	0.309	0.3+6	0.312	0.230	0.132	880.0	0.051	0.006
	3	0.008	0.651	9.088	0.132	0.230	0.512	0.546	0.309	0.264	0.205	0.073
	4	0.000	0.006	0.015	0.028	0.977	0.156	0.259	0.360	0.396	0.410	0.328
	5	0.000	0.000	0.001	0.002	0.010	0.031	0.078	0.168	0.237	0.328	0.590
6	0	0 531	0.262	0.178	0.118	0.047	0.016	0.004	0.001	0.000	0.000	0.000
		0.354	0.395	0 356	0.303	0.187	0.094	0.037	0 010	0.00+	0.002	0.000
	2	0.098	0.246	0.297	0.534	0.311	0.234	0.13*	41060	0.033	0.015	0.001
	3	1.015	0.082	0.132	0.185	0.276	0.313	0.274	1 /5	0.132	0.082	0.015
	4	0.001	0.015	0.033	0.060	0.138	0.234	0.311	63.1	0.297	0.246	0.096
	5	0.000	0.002	0.004	0.010	0.037	0.094	0.187	-3	0.356	0.393	0.354
	6	0.000	0.000	0.000	0.001	0.004	0.016	0.047	.1.4	0.178	0.262	0.531
-	0	9.478	0.210	0 133	0.062	0.028	9006	0.002		0.000	0.000	0 000
	1	0.372	0.16"	0 311	0.24"	0.131	9 055	0.017	" et	0.001	0.000	0.000
	2	0 124	0.275	0.311	0.318	0.261	0.164	6.0	1 (3	0.012	0.004	0.000
	3	0.023	0.115	0.173	0.22	0.290	0.275	0.194	1.09	0 058	0.029	0.003
		0.003 G 000	0.029 0.00-i	0.058	0.097	0.194	0.273	17.25 0	0.2.7	U.173	0.115	0 023
	6	Ø.000	0.000	0.001	0.025	0.077 0.017	0.164 0.055	0.54	0.318	0 311	0.2.5	0.124
	7	0.000	0.000	0.000	0.001	0.602	8.008	L 131	0.747	0.311	0.367	0 372
		0 300	9.000	0.000	0.000	a-ant	G:008	0:25	0.182	0 155	0.210	0.428

		_										
9	x	aı	0.2	0.25	03	04	0.5	06	0.7	0.75	0.8	09
B		0.430	0.168	0.100	0.058	9.017	6.00t	0.001	0.000	0.000	0.000	0.00
	- 8	0.363	0.336	0.267	0.100	0.090		9.006	0.001	0.000	0.000	0.00
	2	E.I-r	0.294	0.311	0.234	9.209		0.041	0.010	0.004	0.001	0 00
	3	0.033	0.147	0.306	0.254	6 33.3		0.124	0.047	0.025	0.009	0.00
	- 4	0.005	0.046	0.087	0.136	0.232		0.232	0.136	0.087	0.0+6	9.00
	5	0.000	0.009	0.023	0.047	0.124	4.219	0.279	0.254	0.206	0.147	9.03
	- 6	0.000	0.001	0.004	0.018	9.041	6.109	0.209	0.296	0.311	0.294	0.14
	7	0.000	9.000	0.000	0.001	0.866	0.031	0.090	0.198	0.257	0.336	0.39
	*	0.000	6.000	9.800	0.000	0.001	0.004	0.017	0.058	0.100	0.168	0.4*
,		9.367	0.134	0,975	0.040	6.030	0.002	0.000	0.000	0.000	9.000	0.000
		0.367	6.302	0.235	0.156	9.060	6.916	0.004	0.000	0.000	0.000	6.00
	2	0.172	0.302	0.300	0.367	0.161	6.079	9.621	0.004	0.001	0.000	0.000
	- 3	0.045	8.176	8,234	0.367	0.251	8.364	0.074	0.021	0.009	0.003	0.000
	4	9.007	0.066	9.117	0.171	0.251	0.266	0.167	0.074	0.039	0.017	0.001
	5	100.0	0.017	0.039	0.074	6.167	6.346	0.251	0.172	0.117	0.066	0.007
	6	0.600	0.003	0.009	0.021	0.076	0.364	0.251	0.267	0.234	0.176	00:9
	7	000.0	0.000	0.001	0.004	9.621	8.070	0.161	0.267	0.300	0.302	0 172
	8	9.000	3.000	0.000	0.000	0.006	0.016	9.960	0.156	0.225	0.302	0.387
	,	9.000	0.000	9.000	0.000	0.000	0.002	0.010	0.040	0.075	0.134	0.387
0		93/1	0.307	0.856	0.026	9.006	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0.00
	- 3	0.3E7	0.268	0.166	0.121	9.040	0.010	0.002	8.000	0.000	0.000	0.000
	2	8.19.	0.302	0.262	0.233	0.121	8844	0.011	0.001	0.000	0.800	0.000
	3	0.057	0.201	0.250	6.267	0.215	0.217	0.042	0.009	0.003	108.0	0000
	-4	OTHER S	0.096	0.146	0.300	0.251	0.305	4.111	0.037	0.016	0.906	0.000
	5	0.001	9.626	0.050	0.103	0.201	9.346	9.785	0.103	0.054	0.026	0.00;
	6	0.000	9.896	9.016	0.037	0.111	0.305	0.251	0.200	0.146	860.0	0.01
	7	0.000	0.001	0.005	0.999	6.042	0.117	0.215	0.267	0.250	6.201	0 057
	3	9.009	0.000	9.800	0.901	0.011	0.944	0.121	0.233	0.7802	0.302	0 19-
	٧	0.000	0.900	0.000		100	Table .	-	0.121	6.188	0.366	0.36
	10	0.000	0.000	0.900		9.000	0.001	0.005	0.026	0.076	9.107	0.349
1		0.314	0.006	8.062	155	-	-	6.000	0.000	0.000	0.001	9.00
	-7	0.306	0.236	0.155	8.005	0.027	9495	0.001	9.000	0.000	0.000	0.00
	2	0.213	0.295	0.250	0.700	-	6,627	0.005	0.001	0.000	0.000	0 03.
	3	0.971	0.221	4.256	9.257	0.177	0.001	9.025	0.004	9.801	0.000	7.000
	4	0.006	0.111	0.172	0.239	0.236	0.161	0.070	0.017	0.006	0.802	0,000
	3	9,662	0.000	4.000	0.132	6.221	0.226	6.147	6.657	6.827	6.010	0.000
	٠,	0.000	0.000	0.027	0.657	0.147	0.226	0.221	0.132	0.000	9.939	
	71	6.000	0.002	9.005	9.007	0.070	0.162	4.236	0.220	0.172	6.111	0.071
		0.000	0.000	0.001	9.804	0.023	0.000	8-177	0.257	6.25%	0.221	0.213
	2	6.000	0.000	0.000	9,000	0.005	0.627	0.00P	0.393	0.258 0.155	0.236	0.464
		0.000	0.000	0.000		0.001	0.005		8,636	0.042	0.006	0 314
	ш	0.000	0.000	-	_	9.009	***		4.00	4.044	A 000	0 314

Table 1 (continued)

_							P					
n	×	0.1	0.2	0.25	0.3	0.4	<u>a5</u>	26	0.7	0.75	0.8	0.9
12	0	0.282	0.069	0.032	0.01a	0.002	0.000	0.000	0.000	9.000	0.000	0.000
	- 1	0.377	0.206	0.127	0.071	0 017	0.003	0.000	0.000	0.000	0.000	0 000
	2	0.230	0 283	0.232	0 168	0.064	0.016	0.002	0.000	0.000	0.000	0 000
	3	0.085	0.236	0.258	0.240	0.142	0.054	0.012	0.001	0.000	0.000	0.000
	4	0.021	0 133	0.194	0.231	0.213	0.121	0.042	0.008	0.002	0.001	0.000
	- 5	0 004	0.053	0.103	0 158	0.227	0.193	0.101	0.029	0.011	0.003	0 000
	6	0.000	0.016	0.040	0.079	0.177	0.226	0.177	0.079	0.040	0.016	0 000
	7	0 000	0 003	0.011	0 029	0.101	0.193	0.227	0.158	0.103	0.053	0 004
	8	0.000	0 001	0 002	0 003	0 0 4 2	0 121	0.213	0.231	0 194	0.133	0 021
	9	0 000	0 000	0.000	0.001	0.012	0.054	0.1+2	0.240	0.258	0.236	0.085
	10	0 000	0.000	0 000	0.000	0 002	0.016	0 064	0.168	0.252	0.283	0 230
	11	0 000	0 000	0.000	0.000	0 000	0.003	0.017	0.071	0.127	0.206	0 377
	13	0.000	0.000	0.000	0.000	9 000	0.000	0.002	0.014	0 032	0.069	0.282
13	0	0 254	0.055	0.024	0.010	100.0	0.000	0.000	0.000	0.000	0.0'0	0 000
	- 1	0.367	0.179	0 103	0.054	0.011	0.002	0.000	0.000	0.000	0.00	0 000
	2	0 245	0.268	0.206	0.139	0.045	0.010	100.0	0.000	0.000	0 000	0.0 J
	.3	0.100	0.246	0.252	0.218	0.111	0.035	0.006	0.001	0.000	:000	00.0
	4	0.029	0.154	0.21C	0.234	0.184	0.087	0.024	0.003	0.001	0.000	Q OL .
	5	0.006	0.069	0.126	0.180	0.221	0.157	0.066	0.014	0.005	0.001	0 000
	6	100.0	0 023	0.056	0 103	0.197	0.209	0.131	0.044	0.019	0 006	0 000
	7	0.00	0.00%	J.019	0.044	0.131	0.20)	0.197	0.103	0.056	0.023	0 001
	8	0.000	0.001	0.005	0.014	0.066	0.157	0.241	0.180	0.126	0.069	0.006
	9	0.003	0.000	100.0	0.603	0.024	0.087	0.18+	0.23 e	0.210	0.154	0.028
	10	0.000	0.000	0.000	0 001	0.006	0.035	0.111	0.218	0.252	0.246	0 100
	11	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.010	0.045	0.139	0.206	0.268	0.245
	12	0 000	0.000	0.000	0 000	0.000	0.002	0.011	0.054	0.103	0.179	0.367
	13	0.000	0 000	0.000	0.000	0 000	0.000	100.0	0.010	0.024	0.055	0.254
4	0	0.229	0.044	0.018	0.007	0.001	0 000	0.000	0.000	0.000	0.000	0 000
	- 1	0.356	0.154	0.083	0.0-1	0.007	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	0 000
	2	0.257	0.250	0.180	0.113	0.032	0.006	0.001	0.000	0.000	0.000	0 000
	3	0.114	0.250	0.240	0.194	0.085	0.022	0.003	0.000	0.000	0.000	0 000
	-4]	0.055	0.172	0.220	0.229	0.155	0 061	0.014	0.001	0.000	0 000	0 000
	5	800.0	0.086	0147	0 196	0 207	0.122	0.0+1	0.007	0.002	0 000	0 000
	6	0.001	0.032	U 073	0.126	0.20"	0.185	0.092	0.023	8.30.0	0.002	0 000
	7	0.000	0.009	0.028	0.062	0 157	0.209	0.15"	0.062	0.028	0.009	0.000
	8]	0.000	0.002	0.009	0.023	0.092	0.183	0.207	0.126	0.073	0.032	0.001
	9	0 000	0.000	0 002	0 007	0.041	0 122	0.20	0 196	C 147	Organi	0.008
	10	0 000	0.000	0 000	0.001	0.014	0 061	0 155	0.229	ti 220	0.172	0.035
	11	0 000	0.000	0.000	0.000	0.003	0.022	0.085	0.194	0 240	0.250	0114
	12	0.000	0 000	0 000	0.000	0.001	0.006	0.032	0.113	0 180	0.250	0.257
		0 000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	005	0011	7.055	U 154	0.356
	14	0 000	0.070	0 000	0.000	0.000	0.000	0 (*1)	0.00"	0.018	0.014	0.129

114

manual discountries of

_	_											
-	x	47	0.3	0.25	0,3	4.1	05	06	@7	#75	4.6	49
F5		0.386	0.035	0.013	9.005	0.000	4.000	0.000	4.696		9.4604	U.#90
		6.743	@ 1333	CHE'	0.051	94005	G.HBO	4,600	0.000	0.000	16.09010	4.500
	- 3	4.35°	0.254	0.1%	0.092	0.077	0.600,5	6.000	0.000	9,000	0.000	0.4400
	.3	■ 1.29	9.290	0.225	6.179	9.065	4464	8.002	9,000	0.000	9,000	
	4	BU-4	G LIME	B 275	6.219	017	8.04.2	●. ₽G	0.691	0.000	4.000	
		0.000	0.003	8.365	9.296	8.966	4.092	9.420	0.000	0.000	0.000	
		0.002	电用+3	6.072	0.147	6.267	6.15 3	6.051	8.812	8.993	0.001	0.000
		9.00	9.004	0.639	0.20	9.177	9.196	0.130	9.955	8.983	0.005	
		17 CMM	0.095	0.013	8.035	0.596	0.196	6.177	9.061	0.039	0.014	0.000
		4 COS	6.001	0.0003	0.012	4,064	6129	0 297	6 147	0.492	8843	
		0.000	0.000	0.001	4.665	9,634	0.092	0.186	0.206	0 165	0.103	
		0.000	0.000	0.000	0.000	0.007	0.042	0.127	9.719	0.225	0.146	9.9e3
		9,000	6.000	9.000	0.000	0.002	8.01-c	0.063	6.170	0.125	0.156	0 129
		0.000	8.500	0.000	0.000	0.000	0.003	0.022	0.072	0.156	0.151	9.367
		6000	8.000	0.900	4.000	9.000	0.900	9.005	0.031	0.067	0.152	0.345
	55	*	4 000	9.000	-	9,000	4.000	6 900	6.005	0.013	0.035	0.306
_	_			0.003		9,600	0.000	9,089	0.000		0.000	
-		0.122	9,624	1.071	0.00E	1.000	1.000	9 060	0.000	5.000	8,400	9,800
		9.285	6.137	6.067	9.536	0.003	1.00	6.000	0.000	1.000	6,890	0.000
		8.159	6.235	0.134	0.072	0.002	9.001	1.000	0.000	1.00	6.000	0.000
		0.090	0.238	9.259	0.130	9.895	4.005	0.708	0.000	2.000	0.000	0.000
		0.032	0.175	0.262	0.177	0.075	2,965	6.001		2.000	0,000	0.000
		0.007	9,309	0.369	0.197	HIM	9.937	0.005	4.000			1.00
	7		9,855	9.112	0.164	0.166	0.074	0.015	0.001	0.000	6,600	*/800
		9.000	8.822	0.051	0.114	9.100	0.120	0.025	0.004	9.001	0.000	4.600
		9.660	0.007	0.627	0.065	9.166	9.160	0.071	0.012	9.903	0.000	6.990
		8.000	6.002	9,690	0.031	0.117	@176	0.117	0.031	8,010	0.402	0.000
		0.00	0.002	0.005	0.012	MATS.	€.860	0.140	9.065	0.827	0.007	0.000
		0.000	0.000	0.001	0.004	8495	6.138	0.100	0.114	9.061	0.022	0 990
		0.000	4.000		9.000	0.015	2074	0.166	0.164	9.112	0.055	0 002
		0.000	0.800	6.000	0.000	S.BPS	9.85	0.124	0.192	9.167	0.109	0.007
			0.000	2.600	0.000	0.001	9.915	0.075	0.179	9.302	0.17	0052
		0.000	-	1.000	0.000	0.000	0.005	0.035	0.130	9.190	0.216	0.090
		0.000	1.000	0.000	9,000	9.000	0.001	0.012	0.072	0.154	0.305	0.230
		0.000	0.000	0.000	0.000	6.000	0.000	0.003	0.826	0.067	6.15	0.385
		-	-	0.000		0.000	0.000	0.000	0.007	0.021	0.050	9.279
		0.800	0.000	0.000	0.000	0.000	4.000	2.000	0.003	0.005	0.012	0.122
	-											

۲۱۹ انجدول ال**فان**سي

تَوَرُيح بَرَاسُونَ هَوِتُ الْوِسَطُ الْحَسَنِي = ﴿ * * * شَنْقِي وْطُولِي = x *

TABLE OF POISSON PROBABILITIES

_						#				
E	0.1	0.3	0.3	0.4	0.5	0.6	0.7	0.0	6.9	1.0
0	.9048	.8187	.7×CB	. 6702	.6065	. 5488	.4986	.4493	.4066	.3671
1	.0906	. 1637	.2" '3	. 2001	.3033	.3293	.3476	.3595	.2650	. 2671
2	.0045	.0164	.0. d	.0072	.0788	.0968	.0284	.1438	.1647	.183
ä	.0000	.0001	.0003	.0007	.0018	.0030	.0050	.0077	.0111	.015
8	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0004	.0007	.0012	. 8020	.0031
6	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0003	.0003
7	0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001
X.	1 1.1	1.3	1.3	1.4	1.6	# 1.6	1.7	1.8	1.9	3.0
_	<u> </u>	_	-			_				
0	.3329	.3013	.2728	.2406	.3331	.2019	. 1827	.1653	.1496	. 1353
1	.3663	.3614	.3543	. 3452	.3347	.3230	.3106	. 2975	.2842	. 2707
2	.2014	.2100	.2303	.3417	.2510	. 2584	. 2640 . 1496	.2678	. 2700	. 2707
ï	.0203	.0260	.0324	.0305	. 0471	. £378 .0551	.0636	.0723	.1710	. 1804
		.0400	.000	. 0300	.040	.0001	.0030	.0123	.0012	. 0002
8	.0045	.0062	.0064	.0111	.0141	.0176	.0216	.0260	.0300	.0361
6	.0008	.0012	.0018	.0026	.0035	.0047	.0061	.0078	.0098	.0120
7	1000.	.0002	.0003	.0005	.0008	.0011	.0015	.0000	.0037	.0034
8	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0002	.0003	.0005	.0006	.0000
•	1 .0000	.0000	.0000	.0000			.0001	.0001	.0001	.0002
t	2.1	2.3	2.3	2.4	2.5	3.6	2.7	3.8	2.9	3.0
	.1235	.1108	.1003	.0907	.0821	.0743	.0672	.0608	.9550	.0498
ı	.2572	.2438	.2306	.2177	.2052	.1931	.1815	. 1703	.1596	.1494
2	.2700	.2681	2652	. 2613	.2865	.2510	.2450	. 2384	.2314	.2240
8	.1890	.1966	. 2033	.2000	.2138	.2176	. 2205	. 2225	.2237	,2240
6	.0993	.1062	.1188	. 1254	.1336	.1414	.1488	.1557	.1622	.1680
5	.0417	.0476	.0538	.0602	.0668	.0735	.0804	.0672	.0940	.1006
	.0146	.0174	.0206	.0241	.0278	.0319	.0362	.0407	.0455	.0504
	.0044	.0058	.0068	.0083	.0099	.0118	.0139	.0163	.0188	.0216
	0011	.0015	0019 0005	.0025	.0009	.0011	0047	.0057	.0068	.0081
	, .0005	.000-9	18,000	. 0007	.0003	.0011	DIFT	LINUSO	WILLE	.0021
١ļ	.0001	0001	11000	.0002	.0002	.0003	.0004	.0005	.0006	.0008
	.0000	.0000	(363k4Q)	. 17000	.0000	1000	.0001	1000	.0002	. 00032
1	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	1000
ı	3.1	3.2	3.3	2.4	3.5	3.6	3.7	3.9	2.9	4.0
. [0.0	4.7	4.9		
	.0430	.0408	0369	.0334	.0302	.0273	.0247	.0224	.0202	.0183
i	.1397	.1304	. 1217 2004	.1135	. 19\$7 . 1850	.0084	.0915	.0850	.0789	.0733
ı	.2165	.2087	220H	, 2186	.2156	.1771	.1692	. 1615	. 1539	1465
1	.1734	. 1781	. 1823	. 1858	.1888	. 1912	. 2007	.1944	. 1951	1954
1			Barba att	1941	A-10-0-0					1107
	1075 #355	13-80	10,62	1264	0771	1377 0526	1429	1477	1522	2563 2042
	17246	0275	6.612	11.10	10352	0425	0466	(Lights	11/2/21	0585
	U195	6111	0129	11148	0143	11591	10215	10241	14560	(E258)
	.0033	, therefore	MH2	.0056	. HHilib	.0076	(1000)	4)162	. 1116	.0132

Table E.6
TABLE OF POISSON PROBABILITIES

For a given value of s, entry indicates the probability of obtaining a specified value of X x 0.1 0.2 0.3 0.4 0.5 0.6 0.7 0.8 0.9 1.0 .9048 ٥ .8187 .7408 .6703 .0065 . 5488 4966 4493 4086 .3679 i .2681 .3083 .3476 .3505 3450 .0908 .1637 .3333 .339 .8879 2 .0048 .0164 .0333 .0636 .0758 .094 .1438 .1647 .1839 .1217 .0023 3 .0002 .0011 .0072 .0126 .0198 .0284 .0383 .0494 .0613 4 .0002 .0000 10001 .0007 .0016 .0030 .0050 .0077 .0111 .0153 5 .0000 .0000 .0000 .0001 .0002 .0004 .0007 0012 .0020 .0031 .0000 .0000 .0000 .00:17 .0000 .0000 .0001 .0002 .0003 .0005 6 7 .0000 .0000 .0000 .0000 .0000 .0000 .0000 .0000 .0000 .0001 X. 1.2 1.3 1.4 1.5 1.6 1.7 2.0 1.1 1.8 1.9 . 1627 . 1496 0 3329 3012 2725 .2456 2231 .2019 .1653 .1353 1 3662 3514 3543 .3452 3347 .3230 3106 2975 2842 .2707 2 2014 .2169 2303 .2417 .2510 .2584 2840 2673 .2700 .2707 3 0738 .0867 .0998 1496 .1804 .1128 .1255 . 1378 . 2607 .1710 4 .0203 .0260 .0324 .0395 .0471 .0551 .0636 0723 .0812 .0902 5 0045 .0062 .0064 .0111 .0141 .0176 .0216 0266 .0309 0361 6 .0008 .0012 8100. .0026 0035 .0047 .0061 .0078 .0096 .0120 7 0001 .0002 .0003 .0005 .0008 .0011 .0018 .0020 .0027 .0034 8 0000 .0000 .0001 .0001 .0005 .0006 .0009 1000 .0062 .0003 9 .0000 .0000 .0000 .0000 .0000 .0000 .0001 .0001 1000. .0002 x 2,1 2.2 2.3 2.4 2.5 2.6 2.7 2.8 2.9 3.0 0550 0 .1225 .1108 .1003 .0907 .0821 .0743 .0672 .9608 .0498 .1596 1 .2572 .2438 2306 .2177 . 2052 . 1931 1815 .1703 1494 .2652 . 2565 .2240 2 2700 .2661 .2613 .2510 . 2450 .2384 .2314 2033 . 2237 .2240 3 .1890 .1966 .2090 .2138 .2176 ,2205 .2225 4 .0992 .1082 .1169 . .1254 .1336 .1414 . 1488 .1557 .1622 .1680 5 .0538 ,0602 .0868 .0738 .0±04 0940 . 1008 .0417 .0476 ,0872 .0146 .0206 .0241 .0278 0319 .0362 .0407 0485 .0584 6 .0174 7 .0044 .0055 .0068 .0063 .0099 0118 .0139 .0163 .0188 .0216 8 .0011 .0015 .0019 .0025 .0031 0038 .0047 .0057 8800 .0081 9 .0004 .0007 .0009 0011 u014 .0018 0022 .0027 ,0003 ,0005 16 .0001 .0001 1000 , pong .0002 .0003 .0004 .0005 0006 0008 .0000 enne 1000 Others .0002 1: DOUG DONU. HHOU .0000 00001 .0000 0000 1000 12 0000 .0000 .0000 .0000 DUUD 0000 .0000 X 3.3 3.4 3.5 3.7 3.5 39 4.0 3.1 32 3.6 0 .0-808 13389 .0334 0247 .0224 0202 401.003 .0450 .tksu2 19273 0915 0789 0733 1 1397 .1304 .1217 .1135 .1057 0964 .0850 2 2165 .2087 . 2000 1929 .1850 .1771 1692 1615 .1539 1465 .2186 3 2237 2226 2209 2158 20et7 2046 .2001 1954 2125 . 1856 4 .1734 .1823 .1888 . 1912 . 1931 ,1944 . 1951 . 1954 .1781 1477 1522 1563 5 1075 .1140 .1200 .1264 .1322 .1377 .1429 0081 0936 Delacti 1042 tį .0355 (16)(20) ,0662 0716 4776 **(PC26** 0278 .0312 103-04 ficials. 0425 0466 1150% 11551 0595 17246 .0148 0169 0215 0241 0200 1022104 8 0005 0111 .0129 41291 9 .0033 OHIO, **MH**7 _0056 14166 .0076 0089 91112 0116 0132

Table E.6 (Continued)

x 1	3.1	3.2	3.3	3.4	8.5	3.6	3.7	3.6	1.0	4.0
- 1				.0019	.0023	.0028	.0033	.0000	.0045	.0063
100	.0010	.0013	.0016	4000	,0007	.0000	.0011	.0013	.0016	.0019
11	2000.	.0001	.0001	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0006	.0006
12	.6000	4000	.0000	.0000	1000	.0001	1000.	.0001	.0002	.9002
14	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001
X (61	43	4.3	4.4	4.5	4.6	4.7	4.8	4.9	5.0
- 1							-0001	.0082	.0074	.0067
	.0106	.0130	.0136	.0123	.0111	.0401	.0091	.0395	.0365	.0337
1	.0679	.0670	.0563	.0540	.0500	.1063	.1005	.0948	.0894	.0842
- 3	.1393	. 1323	.1254	. 1743	.1667	.1631	. 1574	1517	.1400	.1404
3	.1994	.1852	.1796	.1917	1896	.1875	.1849	1820	.1780	.1785
4	.1961	.1944	. 1980							
	.1000	.1493	.1003	.1687	.1708	.1725	.1736	.1747	.1753	. 1785
6	1063	.1143	.120E	.1237	. 1261	.1323	. 1362	, 1306	.1432	. 1462
7	.0840	.0005	.0732	.0778	.0894	.0000	.0014	.0050	.1002	. 1044
	.0038	.6300	.0903	.0428	.0463	.0600	.0537	.0575	.0614	.0053
	.01,50	.0105	-0186	.0309	.0222	.0255	.0280	.0307	.0334	.0363
10	.0061	.0071	.9981	.0002	.0184	.0118	.0133	.0147	.0164	.0481
11	.0823	.0027	0022	.0037	.0043	.0049	.0056	.0064	.0073	.0083
12	.0008	.0000	.0011	.0014	.0016	.0019	.0023	.0026	.0020	.0034
13	.0002	.0003	.0004	.0005	.0006	.0007	.0006	.0008	.0011	.0013
16	.0001	.0001	.0001	.0001	.0003	.0002	.0003	.0003	.0004	.0005
15	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	. 0002
					-					
X	8.1	5.3	6.3	8.4	5.5	ā.6	5.7	3.8	5.9	6.0
_		.0055	.0050	.9045	.0041	.0037	.0033	.0030	.0027	.0025
. 1	1,000	.0267	.0265	.8344	.0225	.0207	.0191	0176	.0162	.01 49
- 1	.0795	.6746	.0701	.6650	.0618	.0680	.0544	.0509	.0477	.0446
- 3	1345	1293	.1239	.1185	.1133	.1082	1033	.0985	.0938	.0692
i	.1719	-168L	. 1641	,1900	, 1558	.1515	.1472	.1428	. 1383	. 1339
_		. 1748	.1740	.1728	.1714	.1697	. 1678	, 1656	. 1632	.1606
	.1783 .1480	.1515	.1537	. 1555	. 1571	.1584	. 1594	1801	.1605	.1606
7	,1086	. 1125	.1163	,1200	1234	.1367	.1298	1326	. 1353	.1377
- 6	.0002	.0731	.0771	.0610	.0849	.0887	.0925	.0962	.0998	. 1033
	.0363	.0433	.0454	.0486	.0519	.0852	.0586	.0620	. 9654	.0688
					.0385	.0209	.0334	.0359	.0386	.0413
10	.0300	.0270	.0341	.0120	.0143	.0157	0173	.0190	.0207	.0228
11	.0000	1030.	.0716	.0058	.0243	.0073	.0082	.0092	.0102	.0113
12	.0030	.0018	.0021	.0024	.0000	.0073	.0036	.0041	.0046	.0052
18	.0015	.0007	.0001	.0009	.0011	.0013	0015	.0017	.0019	.0033
34			.9000	.5000	, 5018		5010			
15	.0002	.0003	.0003	.0003	.0004	.0005	0006	.0007	.0006	.0009
16	10001	.0001	.000E	,6091	1000	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003
17	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001

Table E.6 (Continued)

x	6.1	6.2	6.3	6,4	6.5	6.6	6.7	6.8	8.0	7.0
_			0010							
0	.0022	.0020	.0018	.0017	.0015	.0014	.0013	.0011	.0010	.0000
1	.0137	.0126	.0116	.0106	.0098	.0090	.0082	.0076	.0070	J0004
2	.0417	.0390	.0364	.0340	.0318	.0296	.0276	.0258	.0240	.0223
3	.0648	.0806	.0765	.0728	.0688	.0682	.0617	.0884	.0552	.0522
4	.1294	.1249	.1205	.1162	.1118	. 1076	.1034	.0992	.0952	.0912
	.1879	. 1549	.1519	.1487	.1454	.1420	.1385	. 1349	. 1314	.1277
6	. 1605	. 1601	. 1595	.1586	. 1575	.1562	. 1546	. 1529	. 1511	. 1490
7	.1399	.1418	.1435	. 1450	.1462	. 1472	. 1480	.1486	. 1489	.1490
8	.1066	. 1099	.1130	.1160	.1188	. 1215	.1240	. 1263	. 1284	.1304
14	.0723	.0757	.0791	. 0825	.0658	.0891	.0923	.0954	.0985	.1014
10	.0441	.0469	.0498	.0528	.0558	.0568	.0618	.0649	.0679	.0710
11	.0245	.0265	.0285	.0307	.0330	. 0353	.0377	.0401	.0426	.0453
12	.0124	.0137	.0150	.0164	.0179	.0194	.0210	.0227	.0245	.0264
.3	.0058	.0065	.0073	.0081	.0089	.0098	.0108	.0119	.0130	.0142
14	.0025	.0029	.0033	.0037	.0041	.0046	.0052	.0058	.0064	.007L
35	.0010	.0012	.0014	.0016	.0018	.0020	.0023	.0026	.0029	.0033
16	.0004	.0005	.0005	.0006	.0007	.0008	.0010	.0021	.0013	.0014
17	10001	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0004	.0005	.0006
18	.0000	.0001	.0001	.0002	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002	.0002
19	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	1000L
x	71	7.2	7.3	7.4	7.5	7.6	7.7	7.8	7.9	8.0
-	.0018	.00 .7	.0007	.8006	.0006	.0005	.0005	.0004	.0004	.0003
i	.0639	.0054	.0049	.0045	.0041	.0038	.0035	.0032	.0029	.0027
2	.0208	. 194	.0180	.0167	.0156	.0145	.0134	.0125	.0116	0107
3	.0492	1164	.0438	.0413	.0389	.0368	.0345	.0324	.0305	.0286
4	.0874	.0836	.0799	.0764	.0729	.0696	.0663	.0632	.0602	.0573
5	.1241	.1204	.1167	.1130	.1094	. 1087	.1021	.0986	.0981	.0916
6	.1468	.1445	.1420	. 1394	.1367	. 1339	.1311	, 1282	. 1252	.1221
7	.1489	. 1486	.1481	. 2474	.1465	.1454	.1642	. 1428	.1413	.1396
ė	.1321	.1337	. 1351	.1363	.1373	.1382	.1388	.1392	.1395	.1396
9	.1042	. 1070	.1096	.1121	.1144	.1167	.1187	.1207	. 1224	.1241
	.1042	.1070	.1090	.1121	.1122	.1107	.1107		. 1447	
10	.0740	.0770	,0800	.0629	.0858	.0887	.0914	.0941	. 9967	.0993
H	.0478	.0504	.0531	.0558	.0585	.0613	.0640	.0667	.0695	.0722
12	.0283	.0303	.0323	.0344	.0366	.0388	.0411	.0434	.0457	.0481
13	.0154	.0168	.0181	.0196	.0211	.0227	.0243	.0260	.0278	.0296
14	.0078	.0086	.0095	.0104	.0113	.0123	.0134	.0145	.0157	.0169
15	.0037	.0041	.0046	.0951	.0057	0062	.0069	.0075	.0083	.0090
16	8100.	.0019	.0021	.0024	.0026	.0030	.0033	.0037	.0041	.0045
17	.0007	.0008	.0009	.0010	.0012	.0013	.0015	.0017	. 0100	.0021
18	.0003	.0003	.0004	.0004	.0005	.0006	.0006	.0007	.0008	.0009
19	.0001	1000.	1000.	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003	.0003	,0004
20	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	6002
21	.0000	(1000)	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0001	0001

Table E.6 (Continued)

x	8.1	8.2	8.3	8.4	8.6	5.6	8.7	8.8	8.9	0.0
_	_									
0	.0003	.0003	.0002	.0002	.0002	.0002	.0002	.0002	.0001	.0001
1	.0025	.0023	.0021	.0019	.0017	.0016	.0014	.0013	.0012	.0011
2	.0100	.0092	.0086	.0079	.0074	.0088	.0063	.0171	.0054	.0050
8	.0289	.0282	.0237	.0466	.0443	.0195	.0183	.0377	.0357	.0150
4	.0544	.0017	.0491	.0900	.0448	.0420	. UJNO	.uarr	.uaar	. 0337
8	.0882	.0849	.0816	.0784	.0782	.0722	.0092	.0863	.0635	.0607
6	,1191	.1160	.1128	.1097	.1066	. 1034	.1003	.0972	.0941	.0011
7	.1378	. 1358	. 1338	. 1317	.1294	.1271	. 1247	. 1222	.1197	.1171
8	.1395	.1392	. 1388	.1382	. 1375	. 1366	. 1356	. 1344	. 1332	. 1318
9	1256	. 1269	. 1280	.1290	.1299	. 1306	. 1311	.1315	. 1317	.1316
10	.1017	. 1040	.1063	.1084	.1104	.1123	.1240	.1157	.1173	.1186
11	.0749	.0776	.0802	.0828	.0853	.0878	.0902	.0925	.0948	.0970
12	.0505	.0530	.0555	.0579	.0604	.0629	.0654	.0679	.0703	.0728
13	.0315	.0334	.0354	.0374	.0395	0416	.0438	.0459	.0481	.0504
14	.0183	.0198	.0210	.0225	.0240	.0256	.0372	.0289	.0306	.0324
15	.0098	.0107	.0116	.0126	.0136	.0147	.0158	.0169	.0182	.0194
16	.0080	.0088	.0060	.0066	.0072	.0079	.0086	.0093	.0101	.0109
17	.0024	.0026	.0029	.0033	.0036	.0040	.0044	.0048	.0053	.0058
18	.0011	.0012	.0014	.0018	.0017	.0019	.0021	.0024	.0026	.0029
19	.0005	.0008	.0006	.0007	.0008	.0009	.0010	.0011	.0012	.0014
20	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0004	.0005	.0005	.0006
21	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0002	.0002	.0002	.0002	.0003
23	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001	.0001
x	9.1	9.2	9.3	9.4	9.5	9.6	9.7	9.8	9.9	10
_					_					
0	10001	.0001	.0001	.0001	.0901	1000	.0001	.0001	.0001	.0000
1	0100.	.0009	.0000	.0008	.0007	.0007	.0006	.0005	.0005	.0005
3	.0046	.0043	.0040	.0037	.0034	.0031	.0029	.0027	.0025	.0023
-	.0319	0302	.0123	.0115	.0107	.0100	.0003	.0087	.0081	.0076
	1	0002	.0283	.0269	.0254	.0240	.0226	.0213	.0201	.0189
8	.0581	.0555	.0530	.0606	.0483	.0480	.0439	.0418	. 0398	.0378
-	1880.	.0681	.0822	.0793	.0764	.0736	.0709	.0682	.0656	.0631
7	.1145	.1118	.1091	.1064	. 1037	. 1010	.0962	.0955	.0928	.0901
8	.1802	. 1786	.1269	. 1261	. 1232	.1242	.1191	.1170	.1148	.1126
•	.1317	. 1315	.1321	.1306	.1300	.1393	.1284	. 1274	.1263	. 1251
10	.1198	.1310	.1219	.1228	.1235	.1341	.1245	. 1249	.1250	.1251
11	.0991	. 1012	.1031	.1049	.1067	.1083	.1008	.1112	.1125	.1137
12	.0752	.0776	.0799	.0822	.0844	.0006	.0000	.0908	.0928	.0948
18	.0826	.0649	.0072	.0604	.0617	.0640	.0003	.0085	.0707	.0729
14	.0342	.0361	.0880	.0399	.0419	.0439	.0469	.0479	.0800	.0621
15	.0208	.0221	.0225	.0250	.0266	.0281	.0297	.0313	.0330	.0347
16	.0118	.0127	.0137	.0147	.0157	.0168	.0180	.0192	.0204	.0217
37	. 0063	. 9069	.0075	.0081	.0088	.0005	.0103	.0111	.0119	.0128
18	.0032	.0035	.0039	.0042	.0046	.0051	.0055	.0060	.9065	.0071
19	.0015	.0017	.0019	.0021	.0023	.0026	.0025	.0031	.0034	.0037

Table E.6 (Continued)

x	9.L	9.3	9.3	9.4	9.5	9.6	9.7	9.8	9.9	10
20	.0007	.0008	.0009	.0010	.0011	.0012	.0014	.0015	.0017	.0019
21	.0003	.0003	.0004	.0004	.0005	.0006	.0006	.0007	8000.	.0009
22	.0001	.0001	.0002	.0002	.0002	.0002	.0003	.0003	.0004	.0004
23	.0000	.0001	.0001	.0001	1000.	.0061	.0001	1000.	.0002	.0002
24	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0006	.0000	.0001	1000.	.0001
x	1 11	12	18	24	#		17			-
_	1				15	16	17	18	19	20
0	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	,0000	.0000	.0000	.0000	.0000
ι	.0002	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000
2	.0010	.0004	.0002	.0001	.0000	.0000	.0003	.0000	.0000	.0000
3	.0037	.0018	.0008	.0004	.0002	1000.	.0000	.0000	.0000	.0000
4	.0102	.0053	.0027	.0013	.0008	.0003	.0001	.0001	.0000	.0000
5	.0224	.0127	.0070	.0037	.0019	.0010	.0005	.0002	.0001	.0001
6	.0411	.0255	.0152	.0087	.0048	.0026	.0014	.0007	.0004	.0002
7	.0646	.0437	.0281	.0174	.0104	.0060	.0034	.0018	.0010	.0005
8	.0888	.0655	.0457	.0304	.0194	.0120	.0072	.0042	.0024	.0013
9	.1085	.0874	.0661	.9473	.0324	.0213	.0135	.0083	.0050	.0029
10	.1194	.1048	.0839	.0663	.0488	.0341	.0230	.0180	.0095	.0058
11	.1194	.1144	.1015	.0844	.0663	.0496	.0355	.0245	D164	.0106
12	.1094	.1144	.1099	.0964	.0829	.0661	.0504	.0368	.0259	.0176
13	.0926	. 1056	.1099	.1080	.0956	.0814	.0658	.0509	. 0378	.0271
14	.0728	.0905	.1021	.1060	.1024	.0930	.0800	.0655	.0514	.0387
15	.0534	.0724	.0885	.0969	.1024	.0992	.0908	.0786	. 0650	.0516
16	.0367	. 0543	.0719	.0866	.0960	.0993	.0963	.0884	.0772	.0646
17	. 0237	.0383	.0850	.0713	.0847	.0934	.0963	.0936	.0863	.0760
18	.0145	.0256	.0397	.0554	.0706	.0830 .	.0909	.0936	.0911	.0844
19	.0084	.0161	.0272	.0409	.0567	.0899	.0814	.0887	.0011	.0888
20	.0046	.0007	.0177	.0286	.0418	.0559	.0692	.0796	.0866	.0888
21	.0024	.0085	.0109	.0191	.0299	.0426	.0560	.0684	.0783	.0846
22	.0012	.0030	.0065	.0121	.0204	.0310	.0433	.0560	.0676	.0769
23	.0006	8100.	.0037	.0074	.0133	0216	.0320	0438	. 0559	.0669
24	.0003	8000	,0020	.0043	.0083	.0144	.0226	.0328	.0442	.0857
25	.0001	.0004	.0010	.8024	.0050	.0092	.0154	.0237	.0336	.0446
26	.0000	.0002	.0005	.0013	.0029	.0057	.0101	.0164	.0246	.0343
27	.0000	.0001	.0002	.0007	.0016	.0034	.0063	.0109	.0173	.0254
28	.0000	.0000	.0001	.0003	.0009	.0019	.0038	.0070	.0117	1810
29	.0000	.0000	.000 L	.9002	.0004	.0011	.0023	.0044	.0077	.0125
30	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0008	.0013	.0926	.0049	.0083
31	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0003	.0007	.0015	.0030	.0054
32	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0001	.0004	.0009	.0018	.0034
33	.0000	0000	.0000	.0000	.0000	.0001	.0002	.0005	.0010	.0020
34	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	1000	.0002	.0006	.0012
35	.0000	onno,	0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0001	0003	.0007
36	.0000	0000	.0000	. (100)	.0000	.0000	0000	.0001	. 6002	.18814
37	DUOD.	.0000	CHEMINA	.0000	0000	0000	EDIORICE:	.0000	48801	.0002
38	.0000	Ocieta	84616163	CHARGE)	0000	(MORRE)	((((()))	1001000	MICO	10001
39	.0000	UUUN	,0000	, CONIC	. UDDU	,0000	ODMO	.0000	. (2000)	.0001

SOURCE: Extracted from William H. Beyes (ed.), CRC Basic Scatistical Tables (Cleveland: The Chemical Rubber Co., 1971).

۲۲۰ انجمول الثالث

التوزيع العادى المعيارى

Table E.2
THE STANDARDIZED NORMAL DISTRIBUTION



Entry represents area under the standardized normal distribution from the mean to Z

_										
	.00	.01	.02	.03	.04	.05	.06	.07	.08	.09
0.0		.0040	.0080	.0120	.0160	.0199	.0239	.0279	.0319	.0359
0.1		.0438	.0478	.0517	.0557	.0596	.0636	.0675	.0714	.0753
0.2		0832	.0871	.0910	.0948	.0987	.1026	.1064	.1103	.1141
0.3		.1217	.1255	.1293	.1331	.1368	.1406	.1443	.1480	.1517
0.4		.1591	.1628	.1664	.1700	.1736	.1772	.1808	.1844	.1879
0.5		.1930	.1985	.2019	.2054	.2088	.2123	.2157	.2190	.2224
0.6		.2291	.2324	.2357	.2389	.2422	.2454	.2486	.2518	.2549
0.7		.2612	.2642	.2673	.2704	.2734	.2764	.2794	.2823	.2852
0.8	.2881	.2910	.2939	.2967	.2995	.3023	.3051	.3078	.3106	.3133
0.9	.3159	.3186	.3212	.3238	.3264	.3289	.3315	.3340	.3365	.3389
LO	.3413	.3438	.3461	.3485	.3508	.3531	.3554	.3577	.\$599	.3621
1.1	.3643	.3665	.3686	.3708	.3729	.3749	.3770	.3790	.3810	.3830
1.2	.3849	.3869	.3888	.3907	.3925	.3944	.3962	.3980	.3997	.4015
1.3	.4032	.4049	.4066	.4082	.4099	.4115	.4131	.4147	.4162	.4177
1.4	.4192	.4207	.4222	.4236	.4251	.4265	.4279	.4292	.4306	.4319
1.5	.4332	.4345	.4357	.4370	.4382	.4394	.4406	.4418	.4429	.4441
1.6	.4452	.4463	.4474	.4484	.4495	.4505	.4515	.4525	.4535	.4545
1.8	.4554	.4564	.4573	-4582	.4591	.4599	.4608	.4616	.4625	.4633
1.9	.4713	.4719	.4656	.4664	.4671	.4678	.4686	.4693	.4699	.4706
			.4726	.4732	.4738	.4744	.4750	.4756	.4761	.4767
2.0	.4772	.4778	.4783	.4788	.4793	.4798	.4803	.4808	.4812	.4817
2.1	.4821	.4826	.4830	.4834	.4838	.4842	.4846	.4850	.4854	.4857
2.2	.4861	.4864	.4868	.4871	.4875	.4878	.4881	.4884	.4887	.4890
2.3	.4893	.4896 .4920	.4898 .4922	.4901	.4904	.4906	.4909	.4911	.4913	.4916
2.4	.4918	.4940	.4922	.4923	.4927	.4929	.4931	.4932	.4934	.4936
2.6	.4953	.4955	.4956	.4957	.4945	.4946	.4948	.4949	.4951	.4952
2.0	4965	.4966	.4967	.4968	.4959	.4960	.4961	.4962	.4963	.4964
2.7	4974	4975	.4976 .	.4977	.4969	.4970	.4971	.4972	.4973	.4974
2.9	4981	.4982	4982	.4983	.4984	.4978 .4984	.4979	.4979	.4980	.4981
							.4985	.4985	.4986	.4986
3.0	.49865 .49903	.49869	.49874	.49878	.49882	.49886	.49889	.49893	.49897	.49900
3.1		.49934	.49910	.49913	.49916	.49918	.49921	49924	.49926	.49929
3.2	.49931	.499.53	49955	.49938	.49940	.49942	.49944	.49946	.49948	.49950
3.4	49966	49968	.49955	.49937	.49958	.49960	.49961	.49962	.49964	.49965
3.5	49977	.49978	.49978	.49970	.49971	.49972	.49973	.49974	.49975	.49976
32	49984	49985	49985	.49986	.49980	.49981	.49981	.49982	.49983	.49983
3.6	49989	49990	49990	.49990	.49991	.49987	.49987	.49988	.49988	.49989
3.8	49993	.49993	.49993	.49994	49994	.49991	.49992	.49992 .49995	.49992	.49992 .49995
3.9	499954	39993	19996	.49996	.49996	.49994	.49994	.49995	.49993	.49993
1	~,,,,,		-	.47770	.42220	.43330	.47770	.47770	,4777/	,4777/

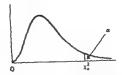
<u>الجدول الرابع</u> توزيع t

TABLE F T	e t-Distribution
-----------	------------------

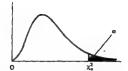
TABLE	F The	t-Distribu	tion						
Two	0.900	0.700	0.500	0.300	0.200	0.100	0.050	0.020	0.010 a v
Test	0.100	0.300	0.500	0.700	0.800	0.900	0.950	0.980	0.990 CL
one	0.450	0.350	0.250	0.150	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005 a vi
Tailer		0.650	0.750	0.850	0.900	0.950	0.975	0.990	0.995 CL
d.f.					Values	of t			
1	0.158	0.510	1.000	1.963	3.078	6.314	12,706	31.821	63.657
2	0.142	0.445	0.816	1.386	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925
3	0.137	0.424	0.765	1.250	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841
4	0.134	0.414	0.741	1.190	1.533	2.132	2.776	3.747	A.504
5	0.132	0.408	0.727	1.156	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032
6	0.131	0,404	0.718	1.134	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707
7	0.130	0.402	0.711	1.119	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499
8	0.130	0.399	0.706	1.108	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355
9	0.129	0.398	0.703	1.100	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250
10	0.129	0.397	0.700	1.093	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169
U	0.129	0.396	0.697	1.088	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106
12	0.128	0.395	0.695	1.083	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055
13	0.128	0.394	0.694	1.079	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012
14	0.128	0.393	0.692	1.076	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977
15	0.128	0.393	0.691	1.074	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947
16	0.128	0.392	0.690	1.071	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921
17	0.128	0.392	0.689	1.069	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898
18	0.127	0.392	0.688	1.067	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878
19	0.127	0.391	0.688	1.066	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861
20	0.127	0.391	0.687	1.064	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845
21	0.127	0.391	0.686	1.063	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831
22	0.127	0.390	0.686	1.061	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819
23	0.127	0.390	0.685	1.060	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807
24	0.127	0.390	0.685	1.059	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797
25	0.127	0.390	0.684	1.058	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787
26	0.127	0.390	0.684	1.058	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779
27	0.127	0.389	0.684	1.057	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771
28	0.127	0.389	0.683	1.056	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763
29	0.127	0.389	0.683	1.055	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756
30	0.127	0.389	0.683	1.055	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750
10	0.126	0.388	0.681	1.050	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704
60	0.126	0.387	0.679	1.045	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660
120	0.126	0.386	0.677	1.041	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617
œ	0.126	0.385	0.674	1.036	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576

الجدول الخامس

"chi-square" "سزیع کسا

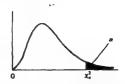


ai	X1.993	X2 **	χ ² 0.975	X 2 22	Zias	X 0 025	X 0.01	X0 003
	0.000	0.000	0.001	0.004	3.841	5.024	6.635	7.879
1 2	0.000	0.020	0.051	0.103	5.991	7.378	9.210	10.597
3	0.072	0.115	0.216	0.352	7.815	9.348	11.345	12.838
4	0.207	0.297	0.484	0.711	9.488	11.143	13.277	14.660
5	0.412	0.554	0.831	1.145	11.070	12.832	15.086	16.750
					12.592	14.449	16.812	18.548
6	0.676	0.872	1.237	1.635	14.067	16.013	18.475	20.278
7	0.989	1.239	1.690	2.167		17.535	20.090	21 955
8	1.344	1.646	2.180	2.733	15.507	19.023	21.666	23.509
9	1.735	2.088	2.700	3.325	16.919	20.483	23,209	25.188
10	2.156	2.558	3.247	3.940	18.307	20.463		
11	2.603	3.053	3.816	4.575	19.675	21.920	24,725	26.757
12	3.074	3.571	4,404	5.226	21.026	23.337	26.217	28.3 0
13	3.565	4.107	5.009	5.892	22.362	24.736	27,688	29.8.1
14	4,075	4.660	5.629	6.571	23.685	26 119	29.141	31.31
15	4.601	5.229	6.262	7.261	24.996	27.488	30.578	32.80
	{			7.962	26.296	28 845	32.000	34.267
16	5 142	5.812	6.908	8.6"2	27.587	30.191	33.409	35.718
17	5.697	6.408	7.564		28.869	31,526	34.805	37,156
18	0 265	7015	8.231	9.190	30 144	32.852	36 191	38.582
19	68++	7.633	8 90"	10.117	31,410	34 170	37,566	39.997
20	7/434	8.260	9.591	10.851	31.410			
21	8.03+	8.897	10 283	11.591	32.671	35 4.9	38 932	41.401
22	8.643	9.5+2	10.982	12.338	33.924	36.781	40 289	42.796
23	9.260	10.196	11.689	13.091	35.172	18 076	+1 638	++ 181
24	9 886	10.856	12.401	13.848	36.415	39 364	45 880	45.558
15	10 520	11.524	13.120	14.611	37.653	40.646	44 314	46.928
				15 379	38.885	41.923	45.642	48,290
.26	11.160	12.198	13.844	16.151	40.113	43.194	46 963	49 645
27	11.808	12.879	14.573	16.131	40.113	44.461	18 278	50 993
38	12.461	- 13.565	15.308	10.728	42 557	45,722	49 588	52,556
-10	13.121	1-1 256	16.84	18 495	45, 45	40 000	501 189.2	54.6*2
311	14 mMm	14 454	16 पा	fu 447)	421 3	40.5.4		



df	X 0 995	χ2,99	X2 975	χ ₀ 23	X2.01	X 6.925	X2 01	χ ² .005	df
1	0.000	0.000	0.001	0.004	3.841	5.024	6.635	7.879	
2	0.010	0.020	0 051	0.103	5.991	7.378	9.210	10.597	2
3	0.072	0.115	0.216	0.352	7.815	9.348	11 3-15	12 838	3
-4	0.207	0.297	0.484	0.711	9.488	11.143	13.277	14.860	4
5	0.+12	0.554	0.831	1.145	11.070	12.832	15 086	16.750	5
б	0.676	0.872	1.237	1.635	12.592	14.449	16.812	18.548	6
7	0.989	1.239	1.690	2.167	14.067	16.013	18.475	20 278	7
8	1 344	1.646	2.180	2.733	15.507	17.535	20.090	21.955	8
9	L.**:5	2.088	2.700	3.325	16.919	19.023	21.666	23 589	و
10	2.1.6	8د ".2	3.247	3.940	18.307	20.483	23.209	25.188	10
11	2 603	3.053	3.816	4.575	19.675	21.920	24.725	26.757	11
12	3.074	3.571	4.404	5.226	21.026	23.337	26.217	28.300	12
13	3.565	1.107	5.009	5.892	22.362	24.736	27.688	29.819	13
14	4.075	4.660	5.629	6.571	23.685	26.119	29.141	31.319	14
15	4.601	5.229	6.262	7.261	24.996	27.488	30.578	32.801	15
16	5.142	5.812	6.908	7.962	26.296	28.845	32.000	34.267	16
17	5.697	6.408	7.564	8.672	27.587	30.191	33.409	35.718	17
18	6.265	7.015	8.231	9.390	28.869	31.526	34.805	37.156	18
19	6.844	7.633	8.907	10.117	30.144	32.852	36.191	38.582	19
20	7.434	8.260	9.591	10.851	31.410	34.170	37.566	39.997	20
21	8.034	8.897	10.283	11.591	32.671	35.479	38.932	41.401	21
22	8.643	9.542	10.982	12.338	33.924	36 781	40.289	42.796	22
23	9 260	10.196	11.689	13.091	35.172	38.076	41.638	44.181	23
24	9.886	10.656	12.401	13.848	36.415	39.364	42.980	45.558	24
25	10.520	11.524	13.120	14.611	37.652	40.646	44.314	46.928	25
26	11 160	12 198	13.844	15.379	18 885	41.923	45 642	48.290	26
27	11 808	138.2	14.573	16.151	40.113	43.194	46 963	+9 645	⊉ 7
28	12 461	13 565	15.308	16.928	+1 337	44 461	48.278	50.993	28
24)	13.121	14.256	16.047	17.708	42 557	45.722	49.588	52 536	20
30	13.787	14 953	16 791	18 495	+5 773	>)79	50 892	53 672	1/3

.hi square distribution (Values of χ_a^2)



df	X 995	χ ³ 99	χ ² _{0.975}	χ ² _{0.95}	χ ² _{0.05}	X0.425	χ _{0.01}	Xo mas
- 2	0.000	0.000	0.001	0.004	3.841	5.024	6.635	7.879
2	0.010	0 020	0.051	0.103	5.991	7.378	9.210	10.597
3	0.072	0.115	0.216	0.352	7.815	9.348	11.345	12 838
4	0.207	0 297	0.484	0.711	9.488	11.143	13.277	14.860
5	0.412	0.554	0.831	1.145	11.070	12 832	15.086	16.750
6	0.676	0.872	1.237	1.635	12.592	14.449	16.812	18.548
7	0.989	1.239	1.690	2.167	14.067	16.013	18.475	20.278
8	1.344	1.646	2.180	2.733	15.507	17.535	20.090	21 955
9	1.735	2.088	2.700	3.325	16.919	19.023	21.666	23.589
10	2.156	2.558	3.247	3.940	18.307	20.483	23.209	25.188
11	2.603	3.053	3.816	4.575	19.675	21.920	24.725	26.757
12	3.074	3.571	4.404	5.226	21.026	23.337	26.217	28.300
13	3.565	4.107	5.009	5.892	22.362	24.736	27.688	29.819
14	4.075	4.660	5.629	6.571	23 685	26.119	29.141	31.319
15	4 601	5.229	6.262	7.261	24.996	27.488	30.578	32 801
16	5.142	5 812	6.908	7.962	26.296	28.845	32.000	34.267
17	5.697	6.408	7.564	8.672	27 587	30.191	33.409	35.718
18	6 265	7 015	8.231	9.390	28.869	31.526	34 805	37 156
19	6 844	7.633	8.907	10 117	30.144	32.852	36.191	38.582
20	7.+3-1	8.260	9.591	10.851	31.410	34.170	37.566	39 997
21	8.034	8 897	10.283	11.591	32.671	35.479	38.932	41.401
22	8.643	9.542	10.982	12.330	33.924	36.781	40.289	42.796
23	9.260	10.196	11 689	13.091	35.172	38.076	41.638	44.181
24	9.886	10.856	12.401	13.848	36.415	39.364	42.980	45.558
25	10 520	11.524	13.120	14.611	37.652	40.646	44.314	46 928
215	11.160	12 198	13.844	15.379	38.885	+1 923	45.642	-i8.290
27	11 808	12.8"9	14.573	16 151	40.113	45 194	46.963	49 645
28	12.461	13 565	15.308	16.928	41.337	+4.461	48.278	50.993
29	13.121	14.256	16 047	17.708	42 557	45 72:	49.588	52.536
30	13 787	1+ 953	16 791	18.493	+3.773	16.979	50.892	53.672

للجدول المعادس

توزيسے ۴



251

2 11

200

df for numerator 7 1 2 3 4 5 6 8 9 4052 4999.5 5-03 5625 5764 5859 5928 **59H I** 6022 1 2 98.50 99 17 99.25 99.30 99.33 99.00 99.36 99.47 99 39 3 54.12 30.82 29.46 28.71 201.24 27.91 27.67 27.44 27.39 21.20 16.00 15.52 4 16.69 15.98 15.21 14.98 14 80 14.66 5 16.26 13.27 12.06 11.39 10.97 10.67 10.46 10.29 10.16 ó 13.75 10.92 9.78 9.15 8.75 8.47 8.26 8 10 7.98 7 12.25 9,55 H.+5 7,85 7.16 7.19 0.99 G H a 6.72 7.01 6.18 8 11.26 8.65 7.59 6.63 6.37 6.03 5.91 9 10.56 8.02 6.99 6.42 6.06 5.80 5.61 5.47 5.35 7.56 6.55 5.6i 5.20 ΙU 10.04 5.99 5.39 5 06 4 94 11 9.65 7.21 6.22 5.67 5.32 5.07 4.89 471 4.63 4 50 5.06 4.64 4.39 12 9.33 6.93 5.95 5.41 4.82 1,3 90 6.70 5.74 5.21 -1.86 4.62 4.44 1.50 4 19 14 6.51 5.56 5.04 +1.694.46 4.28 411 4.03 8.00 df for denominator N.GH 4.56 3 199 25 6.56 5.42 4.89 4.32 4 14 4 00 16 8.53 6.23 5.29 4.77 4.44 4.20 4.03 3.89 3.78 6.11 3 79 17 8, io 5.18 4.67 4.34 4.10 3 9 4 3 68 18 8.29 6.01 5.09 4.58 4.25 4.01 3.84 3.71 3.60 19 81.8 5.93 5.01 4.50 4.17 3.94 3.77 3.63 3.52 3 56 5.85 3 70 3 16 30 8.10 4.91 4.43 4.10 3.87 451 5.78 4.87 361 3 40 21 802 4.37 1.01 3 81 -.95 5.72 4 842 3.76 1 59 5 15 4 45 22 4.51 3 99 7 88 5,66 4.76 4.56 3.71 554 3.41 3 44 23 394 7.82 5.61 4.74 4.33 3.90 3 67 \$ 543 3.46 1.26 21 25 7.77 5.57 4.68 4.18 4.85 161 1.46 4.42 3.22 --2 5.53 3 82 3.59 5 29 3.18 _Yr 4.61 4.14 3 43 3.15 27 7 68 5.49 4.60 4.11 5.78 3.56 5.59 3 26 4.57 3.12 280 7.64 5.45 4.07 3.75 3,53 4.46 3.24 29 7.60 5.42 4.54 4.04 3.75 3.50 5.53 3.20 5.09 4.51 307 30 7 56 5,39 4 02 1.70 547 3.40 317 м 7.51 5 IH + 51 3.83 3,51 3.29 112 2 494 200 - 1100 £ 980 113 2.95 282 141 \$ 415 4,54 3.12 + "4 195 5. 121 347 _ " 200 2 30 1.30 61 85 296

Vilgoria from D. B. (1966), Hamiltonick of Materia of Judice Common of the Monte. Freign Commission, Revelop, MA, Address Wesley, 1962

4 40.2

2 200

3.32

664

.

1.61

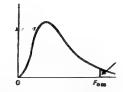
1.78

TAX-10 Assessment

_											7	
_	39	R	25	20	24	348	40	60	120	- 00	_	
	6856	6006	957	6289	6235	6261	6287	6313	65 39	6366	1	į
	99.40	99.42	99.43	99.45		99 47		99:48	99.49		2	
	27.23	27.55	76.87	26.69	26.60	25.50	26.41	26.32	26.22	26.13	3	l
	14.55	14.57	14.20	34.02	13.93	15.44	13.75	13.65	13.56	13.46	1	ł
											ì	į
	16.05			9.55				9.20	9.II	9.02	5	Į
	7.87			7.40		7.25	7.14	7.86	6.97	6.86	6	ŀ
	6.62			6.16		5.99	5.91	5.82	5.78	5.65	7.	Į
	5.81					5.20	5.12	5.03	4.95	4.86	. 8	
	5.26	5.31	4.96	4.81	4.73	4.65	4.57	4.48	4.40	4.31	9	l
	4.85		4.56	4.41	4.35	4.25	4.17	4.66	4.05	3.91		ĺ
	4.54			4.10	4.02	3.94	3.86	3.78	5.69	3.60	12	Ė
	4.30		4.01	3.86	3.78	3.70	3.62	3.54	3.45	3.36	12	Į
	4.16		3.82	3.66	3.59	3.51	3.43	3.54	3.25	3-E7	13	l
	3.96	5.80	3.66	3.51	3.43	3.35	3.27	3.18	3.09	3.00	14	ĺ.
											1 1	ľ
	3.80	3.67	3.52	3.37	3.29	3.21	3.13	3.05	2.96	2.87	15	Į
	3.69	\$.55	5.41	3.26	3.18	3.10	3.62	2.93	2.84	2.75	76	1
	3.59	3.46	3.31	3.16	3.00	3.00	2.92	2.83	2.75	2.65	17	ì
	3.51	3.57	3.23	3.66	3.00	2.92	2.84	2.75	2.66	2.57	18	Section of the section of
	3.43	3.30	3.15	3.00	2.92	2.01	2.76	2.67	2.58	2.49	19	
	3.37	3.25	3.09	2.96	2.86	2.78	- 40			- 40		-
	3.31	3.17	3.09	2.80	2.80	2.72	2.69 2.64	2.6£	2.52	2.42	20	•
	3.26	3.17	2.98	2.85	2.75	267	2.54	2.55	2.46	2.36	21	
	3.21	3.57	2.95	2.78	2.70	242	2.54	2.54	2.46 2.35	2.31	22	
	3.17	349	2.89	2.74	2.66	2.58	2.69	2. 45 2. 48		2.26	23	
	3.17	Judge	1.40	2.74	2.00	2.30	4.49	2.40	2.38	2.21	24	
	3.23	239	2.85	2.70	2.62	2.56	2.45	2.36	2.27	2.17	25	
	3.00	236	2.01	2.66	2.58	2.50	2.42	2.33	2.25	2.13	26	
	3.06	2.95	2.78	2.63	2.95	2.47	2.76	2.29	2.29	2.30	27	
	345	2.90	2.75	2.60	2.52	2.66	2.95	2.26	2.17	2.86		
	3.00	2.87-	~ 225	- 2.57	2.69	2.6	2.35	2.25	2.16	2.45	29	
			-									
	298	2.06	2.79	2.55	2.47	2.39	2.30	2.23	2.11	2.00	30	
	2.00	2:55	2.52	2.57	2.29	2.30	2.11	2.62	1.92	1.89	40	
	243	2.50	2,35	2.20	2.12	2.63	1.99	2.04	1.73	1.00	60	
	2.67	2.34	2.19	2.03	1.95	1.86	1.76	1.66	1 33	1.34	120	
	2,32	2.38	2.04	1.88	1.79	1.70	1.59	- 1.47	1.32	3.00	-	
_											_	

df for denominator

Table VII Values of Fast



				di ioi	numerat	or			
	1	2	3	4	5	6	7	8	
1	161.4	199.5	215.7	224.6	230.2	234.0	236.8	238.9	2
2	18.51	19.00	19.16	19.25	19.30	19.33	19.35	19.37	
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94	8.89	8.85	
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04	
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95	4.88	4.82	
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28	4.21	4.15	
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87	3.79	3.73	
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58	3.50	3.44	
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23	
10	4.96	4.10	3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07	
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95	
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3.00	2.91	2.85	
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77	
14	4.60	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85	2.76	2.70	
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64	
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59	
17	4.45	3.59	3.20	2.96	2.81	2.70	2.61	2.55	
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66	2.58	2.51	
19	4.38	3.52	3.13	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48	
20	4.35	3.49	3.10	2.87	2.71	2.60	2.51	2.45	
21	4.32	3.47	3.07	2.84	2.68	2.57	2 49	2.42	
22	4.30	3.44	3.05	2.82	2.66	2 55	2.46	2.40	
23	4.28	3.42	3.03	2.80	2.64	53	2.44	2.37	
24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.63	2.51	2.42	2.36	
25	4.24	3.39	2.99	2.76	2.60	2.49	2.40	2.34	
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47	2.39	2.32	
27	4.21	3.35	2.96	2.73	2.57	2.46	2.37	2.31	
28	4.20	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45	2.36	2.29	
29	4.18	3.33	2.93	2.70	2.55	2.43	2.35	2.28	
30	4 17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42	2.55	2.27	
40	4.08	5.23	2.84	2.61	2.45	2.54	2.25	2.18	
60	4.00	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25	2.17	2.10	
120	3.92	3.07	2.68	2.45	2.29	2.17	2.09	2.02	
00	3.84	5.00	2.60	2.57	2.21	2.10	2.01	1.94	

Table VII Values of Fact



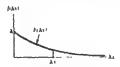
1								0		Foo
161.4 199.5 215.7 224.6 230.2 234.0 236.8 238.9 2 185.1 19.00 19.16 19.25 19.30 19.33 19.35 19.37 3 10.13 95.5 9.28 9.12 9.01 89.4 8.89 8.85 4 7.71 6.94 6.59 6.39 6.26 6.16 6.09 6.04 5 6.61 5.79 5.41 5.19 5.05 4.95 4.88 4.82 6 5.99 5.14 4.76 4.53 4.39 4.28 4.21 4.15 7 5.59 4.74 4.35 4.12 3.97 3.87 3.79 3.73 8 5.32 4.46 4.07 3.84 3.69 3.58 3.50 3.44 9 5.12 4.26 3.86 3.63 3.48 3.37 3.29 3.29 10 4.96 4.10 3.71 3.48 3.33 3.22 3.14 3.07 12 4.84 3.98 3.59 3.36 3.20 3.09 3.01 2.95 12 4.67 3.89 3.49 3.26 3.11 3.00 2.91 2.85 13 4.67 3.81 3.41 3.18 3.03 2.92 2.83 2.77 14 4.60 3.74 3.34 3.11 2.96 2.85 2.76 2.70 15 4.54 3.68 3.29 3.06 2.90 2.79 2.71 2.64 4.49 3.63 3.34 3.11 2.96 2.85 2.76 2.70 17 4.45 3.59 3.30 2.95 2.81 2.70 2.61 2.55 18 4.41 3.55 3.16 2.99 2.77 2.66 2.59 2.51 20 4.35 3.49 3.10 2.87 2.71 2.60 2.51 2.45 21 4.32 5.47 3.87 2.81 2.66 2.59 2.42 22 4.30 5.44 3.85 3.10 2.80 2.77 2.66 2.40 23 4.26 3.40 3.01 2.87 2.71 2.60 2.51 2.42 24 4.30 5.44 3.85 3.10 2.80 2.57 2.49 2.42 24 4.30 5.44 3.85 3.10 2.80 2.57 2.49 2.42 24 4.32 5.47 3.87 2.84 2.66 2.55 2.44 2.48 25 4.24 3.39 2.99 2.76 2.60 2.55 2.44 2.48 26 3.40 3.01 2.78 2.62 2.51 2.42 2.36 27 4.21 3.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.57 2.31 28 3.34 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.29 29 4.18 3.35 2.93 2.70 2.55 2.44 2.57 2.41 20 4.35 3.47 2.88 2.77 2.56 2.45 2.36 2.29 20 4.35 3.47 2.88 2.77 2.55 2.44 2.55 2.44 20 3.34 2.95 2.71 2.56 2.45 2.25 2.4		_				df for	numerat	30		
2 18.51 19.00 19.16 19.25 19.30 19.33 19.35 19.37 3 10.13 9.55 9.28 9.12 9.01 8.94 8.89 8.85 47.71 6.54 6.59 6.29 6.26 6.16 6.09 6.04 6.59 6.26 6.16 6.09 6.04 6.59 6.26 6.16 6.09 6.04 6.59 6.26 6.16 6.09 6.04 6.59 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.26 6.16 6.09 8.85 6.26 6.26 6.26 6.26 6.26 6.26 6.26 6.2		\perp	1	2	3	- 4		6_	7	8
3 10.13 9.55 9.28 9.12 9.01 8.94 8.89 8.85 7.771 6.94 6.59 6.39 6.26 6.16 6.09 6.04 6.59 6.30 6.26 6.16 6.09 6.04 6.59 5.32 4.46 4.76 4.53 4.39 4.28 4.21 4.15 7 5.59 4.74 4.25 4.12 3.97 3.87 3.79 3.73 8.53 4.46 4.07 3.84 3.69 3.58 3.50 3.44 9 5.12 4.26 3.36 3.63 3.63 3.38 3.37 3.20 3.14 3.07 1.2 4.26 3.36 3.63 3.63 3.20 3.09 3.01 2.95 1.2 4.26 3.36 3.36 3.36 3.20 3.09 3.01 2.95 1.2 4.75 3.89 3.49 3.26 3.11 3.00 2.91 2.85 1.2 4.67 3.81 3.41 3.18 3.03 2.92 2.83 2.77 1.4 4.60 3.74 3.34 3.11 2.96 2.85 2.76 2.70 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2		1	161.4	199.5	215.7	224.6	230.2	2,54.0	236.8	238.9
1			18.51	19.00		19.25				19.37
5 6.61 5.79 5.41 5.19 5.05 4.95 4.88 4.82 6.59 5.14 4.76 4.53 4.39 4.28 4.21 4.15 7 5.59 4.74 4.35 4.12 3.97 3.87 3.79 3.73 8.7 5.59 4.74 4.25 4.12 3.97 3.87 3.79 3.73 5.73 6.532 4.46 4.07 3.84 3.69 3.58 3.50 3.44 9 5.12 4.26 3.86 3.63 3.68 3.59 3.59 3.23 3.29 3.23 10 4.96 4.10 3.71 3.48 3.33 3.22 3.14 3.07 11 4.84 3.98 3.99 3.36 3.20 3.09 3.01 2.95 12 4.75 3.89 3.49 3.26 3.11 3.00 2.91 2.85 1.2 4.67 3.81 3.41 3.18 3.03 2.92 2.83 2.77 1.2 4.60 3.74 3.34 3.11 2.96 2.85 2.76 2.70 2.70 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2 1.2			10.13			9.12		8.94		8.85
6 5.99 5.14 4.76 4.75 4.33 4.39 4.28 4.21 4.15 7.59 7.59 4.74 4.55 4.12 3.97 3.87 3.79 3.73 3.79 3.73 6.8 5.32 4.46 4.07 3.84 3.69 3.58 3.50 3.44 9.51 2.40 3.64 3.66 3.66 3.69 3.58 3.50 3.44 3.69 5.12 4.26 3.86 3.36 3.48 3.37 3.28 3.22 3.14 3.07 2.12 4.26 3.26 3.16 3.20 3.09 3.01 2.95 2.12 4.75 3.89 3.59 3.36 3.20 3.09 3.01 2.95 2.12 4.67 3.81 3.41 3.18 3.03 2.92 2.83 2.77 2.44 4.60 3.74 3.34 3.11 2.96 2.85 2.76 2.70 2.11 2.10 2.10 2.10 2.10 2.10 2.10 2.1		4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16	6.09	6.04
7 5.59 4.74 4.35 4.12 3.97 3.87 3.79 3.79 5.73 5.69 5.32 4.46 4.07 3.34 3.69 3.58 3.50 3.44 5.69 5.12 4.26 3.36 3.63 3.48 3.37 3.28 3.29 3.23 10 4.96 4.10 3.71 3.48 3.33 3.22 3.14 3.07 12 4.84 3.98 3.59 3.36 3.20 3.09 3.01 2.95 12 4.75 3.89 3.49 3.26 3.11 3.00 2.91 2.85 1.25 4.67 3.81 3.41 3.18 3.03 2.92 2.83 2.77 1.4 4.60 3.74 3.34 3.11 2.96 2.85 2.76 2.70 1.26 1.27 1.26 1.27 1.26 1.28 1.27 1.26 1.28 1.27 1.26 1.28 1.27 1.26 1.28 1.27 1.26 1.28 1.28 1.28 1.28 1.28 1.28 1.28 1.28		5		5.79						
8										
9 5.12 4.26 3.86 3.65 3.48 3.37 3.29 3.23 10 4.96 4.10 3.71 3.48 3.33 3.22 3.14 3.07 11 4.84 3.98 3.59 3.36 3.20 3.09 3.01 2.95 12 4.75 3.89 3.49 3.26 3.11 3.00 2.91 2.85 13 4.67 3.81 3.41 3.18 3.03 2.92 2.83 2.77 14 4.60 3.74 3.34 3.11 2.96 2.85 2.76 2.70 15 4.54 3.66 3.29 3.06 2.90 2.79 2.71 2.64 16 4.49 3.63 3.24 3.01 2.85 2.74 2.66 2.59 17 4.45 3.59 3.20 2.96 2.81 2.70 2.61 2.55 17 4.45 3.59 3.20 2.96 2.81 2.70 2.61 2.55 18 4.41 3.55 3.16 2.93 2.77 2.66 2.58 2.51 19 4.38 3.52 3.13 2.90 2.74 2.63 2.58 2.51 20 4.35 3.49 3.10 2.87 2.71 2.60 2.51 2.45 21 4.32 3.47 3.67 2.84 2.68 2.57 2.49 2.42 22 4.30 3.44 3.05 2.82 2.66 2.55 2.46 2.40 23 4.26 3.40 3.01 2.78 2.62 2.51 2.42 2.66 25 4.24 3.39 2.99 2.76 2.60 2.49 2.40 2.41 26 4.23 3.37 2.98 2.76 2.60 2.49 2.40 2.41 27 4.21 3.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.57 2.31 28 4.20 3.34 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 27 4.21 3.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.57 2.31 28 4.20 3.34 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.59 29 4.18 3.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.57 2.31 29 4.18 3.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.57 2.31 29 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.29 20 4.18 3.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.57 2.31 20 4.17 3.32 2.90 2.76 2.60 2.49 2.40 2.41 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.29 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.29 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.29 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 20 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.35 2.41 2.55 2.28										3.73
10										3.44
17		9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37	3.29	3.23
12 4.75 3.89 3.49 3.26 3.11 3.00 2.91 2.85 2.46 7 3.81 3.41 3.18 3.03 2.92 2.83 2.77 2.44 4.60 3.74 3.34 3.11 2.96 2.85 2.76 2.70					3.71	3.48	3.33	3.22	3.14	3.07
123				3.98	3.59	3.36	3.20	3.09	3.01	2.95
15			4.75	3.89		3.26	3.11	3.00	2.91	2.85
15		13			3.41	3.18	3.03	2.92	2.83	2.77
27	ě	14	4.60		5.34	3.11	- 2.96	2.85	2.76	2.70
27	nat	15		3.68	3.29	3.06	2.90	2.79	2.71	2.64
27	8	16			3.24	3.01	2.85	2.74	2.66	2.59
27	ě	17							2.61	2.55
27	岩	18						2.66	2.58	2.51
27	Ĝ	19	4,58	3.52	3113	2.90	2.74	2.63	2.54	2.48
22 4.30 5.44 5.05 2.82 2.66 2.55 2.46 2.40 2.41 2.42 4.26 3.42 3.03 2.80 2.64 2.53 2.44 2.35 2.46 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.36 2.51 2.42 2.51 2.51 2.51 2.51 2.51 2.51 2.51 2.5		1		3.49		2.87	2.71	2.60	2.51	2.45
23 4.28 3.42 3.03 2.80 2.64 2.53 2.44 2.37 2.45 4.26 3.40 3.01 2.78 2.62 2.51 2.42 2.36 2.5 4.24 3.39 2.99 2.76 2.60 2.49 2.47 2.59 2.42 2.56 2.5 4.24 3.35 2.96 2.76 2.60 2.49 2.47 2.59 2.32 2.7 4.21 3.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.37 2.31 2.8 4.20 3.34 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.25 2.9 4.28 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.29 2.9 4.18 3.35 2.95 2.70 2.55 2.43 2.55 2.28 3.00 4.17 5.32 2.92 2.69 2.53 2.43 2.55 2.28 3.00 4.18 5.25 2.84 2.51 2.45 2.51 2.28 3.00 4.18 5.25 2.84 2.51 2.45 2.51 2.28 3.00 3.15 2.76 2.55 2.43 2.55 2.28 3.00 3.15 2.76 2.55 2.43 2.55 2.28 3.00 3.15 2.76 2.55 2.45 2.55 2.28 3.00 3.15 2.76 2.55 2.45 2.55 2.28 3.00 3.15 2.76 2.55 2.25 2.25 2.25 2.25 2.25 2.25 2.2				5.47				2.57	2.49	2.42
24 4.26 3.40 3.01 2.78 2.62 2.51 2.42 2.36 25 4.24 3.39 2.99 2.76 2.60 2.40 2.40 2.54 26 4.23 3.37 2.98 2.74 2.59 2.47 2.59 2.32 27 4.21 3.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.37 2.51 28 4.20 3.34 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 2.29 29 4.18 3.35 2.93 2.70 2.55 2.45 2.35 2.28 30 4.17 3.32 2.92 2.60 2.55 2.43 2.55 2.28 30 4.18 3.51 2.76 2.53 2.47 2.5 2.10 2.5 2.10 40 4.88 5.23 2.84 2.61 2.45 2.54 2.5 2.17 2.10 5.92 5.97 2.68 2.45 2.29 2.17 2.09 2.02									2.46	
25	1								2.44	
26		24	4.26	3.40	3.01	2.78	2.62	2.51	2.42	2.46
27 4.21 5.35 2.96 2.73 2.57 2.46 2.57 2.51 2.81 4.20 5.34 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 - 2.29 2.9 4.18 3.35 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 - 2.29 2.9 4.18 3.35 2.93 2.70 2.55 2.43 2.55 2.28 4.20 4.06 5.25 2.84 2.61 2.45 2.42 2.55 2.18 4.00 5.15 2.76 2.53 2.47 2.25 2.17 2.10 2.00 5.92 5.07 2.68 2.45 2.29 2.17 2.09 2.02										
28 4.20 3.34 2.95 2.71 2.56 2.45 2.36 - 2.29 29 4.18 3.35 2.93 2.70 2.55 2.43 2.45 2.26 30 4.17 3.32 2.92 2.69 2.53 2.42 2.53 2.7 40 4.08 3.23 2.84 2.64 2.45 2.34 2.25 2.18 60 4.00 3.15 2.76 2.53 2.47 2.25 2.17 2.10 2.20 5.92 3.07 2.68 2.45 2.29 2.17 2.09 2.02										
29 4.18 3.55 2.93 2.70 2.55 2.43 2.55 2.28 3.00 4.17 5.52 2.92 2.60 2.53 2.42 2.55 2.17 40 4.86 5.25 2.84 2.01 2.45 2.55 2.17 2.10 5.92 5.97 2.68 2.45 2.29 2.17 2.09 2.02 2.00 2.00 2.00 2.00 2.00 2.00	- 1									
30 4.17 5.32 2.92 2.69 2.53 2.42 2.53 2.27 40 4.08 5.23 2.84 2.61 2.45 2.54 2.25 2.18 60 4.00 5.15 2.76 2.53 2.37 2.25 2.17 2.10 2.29 5.92 5.07 2.68 2.45 2.29 2.17 2.09 2.02	ļ									
40 4.06 3.23 2.84 2.61 2.45 2.54 2.25 2.18 60 4.00 3.15 2.76 2.75 2.47 2.25 2.17 2.10 2.00 3.92 3.07 2.68 2.45 2.29 2.17 2.09 2.02		29	4.16	.3.35	2.93	2.70	2.55	2.43	2.55	2.28
60 4.80 5.15 2.76 2.55 2.47 2.25 2.17 2.10 2.29 5.92 5.07 2.68 2.45 2.29 2.17 2.09 2.02										
220 5.92 5.07 2.68 2.45 2.29 2.17 2.09 2.02	Į									
2.17 2.29 2.1. 2.09 2.40	1									
66 5.86 5.00 2.60 2.5" 2.21 2.10 2.01 1.94	- 1									
	- 1		3.84	5.00	2.60	2.5"	2.21	2.10	201	1.94

 	ال	الجدرل

							-		-
63271	59936	71744	51162	15141	80714	 58483	93106	13554	7994
88547	09896	95436	79115	00.303	01041	20030	63754	08459	2834
55957	57243	83865	09911	19761	66535	40102	20446	60147	15702
46276	87453	44790	67122	45573	84118	21625	16999	13385	22782
55363	07449	34835	EXTEN	76616	67191	12777	21861	68689	
									03263
69393	92785	49903	AVART	47048	30378	#761E	26933	406-10	16381
13186	29431	88190	DIVIE	38733	11.500	29541	70290	40113	08343
17726	28652	56K36	78351	47327	THEFT	92222	55201	27340	1949)
36520	64465	05550	30157	82242	29520	69753	72602	23756	54935
#1638	36300	39254	56033	37n.Ja	03421	98063	E96-41	6-1953	99337
84549	311478	75215	75-8986	29779	. 74240	03466	49292	36-801	45525
63291	11618	12613	75055	43915	26-128	41116	64531	56827	30825
70502	53225	03655	05915	37146	12031	411393	91322	25653	DA543
06426	24771	59935	49901	14012	66762	94477	02494	88215	27191
*0711	55609	294,10	70845	45406	78-48-4	31639	53009	(337)	96927
41-1-101	745 4 732	77191	259440	55204	73417	#3430	89468	74972	18712
1-475	36643	74298	2667X	#9434	3393X	95567	29 3360	7,590c	411817
1,142	40,018	57099	1414.78	49935	119773	41335	96244	29002	46453
53766	52875	149%7	46465	67743	77592	57651	95500	800133	64828
90585	SAME	5,422	16025	84299	33310	67380	84249	2534K	04 132
12001	96293	17201	0.4580	51530	174169	40261	61374	05615	Un714
62606	64 (24	26192	72157	67248	20133	49604	09226	****	39457
10078	210071	R4324	50324	14400	15542		496125	71353	37669
91561	20174	24177	147-44	\$(400-)	98124	75732	citix (5	83442	47345
1,0091	981112	2,10,14	744427	52244	43303	10413	63839	74762	50289
77X64	8,101.4	72447	22682	0.9933	61714	88173	90035	00s34	#5169
ለ ሰሰተ ዛ	25467	72247	51041	02365	91734	09365	63167	95264	3943
* 1745	41042	50141	013/16	129844	51926	43630	63470	76500	14194
tailing.	26805	48.00	87407	13357	38412	33318	26098	827K2	42851
54310	96175	47,544	****	42035	38093	36745	56702	40644	h3544
14977	33093	10924	58013	41119	21 KK2	42059	24177	51739	60170
78295	23179	(02"71	43464	59001	71411	05697	67194	30.495	21157
67524	02865	10401	54278	04237	92448	36602	63835	38032	94770
-8268	57219	65424	.7466	83236	011716	04581	55005	54171	2,544
9715X	28672	50005	01181	24363	19427	52104	34308	736K5	.1516
04330	16831	e-desc?	369892	65550	09205	711/29	06-189	#5650	35°87
94×79	566D6	10401	0,002	4 6.55	20041	549K6	41394	60417	03144
11116	15232	66715	26385	91518	70566	02888	79941	19681	54313
23186	115644	203194	Decla	BH-13	88,807	17461	73925	53037	41401
5204K	33711	25299	21526	02223	75947	88-566	06232	10917	-4 1 1gs
4534	42351	21628	& Tenant	#1352	95152	OK 107	495X L-4	72743	12549
4707	1 4 K M 5	54710	L-Chapter	60-120-	49,111	32648	3X141	74457	puntal of [
4.4(P) ***72(400000	25978	00-00	1 Tree?	68491 6144	52900 24742	26374	6174"	44942
7295	43 798	11144	40+4 [13	75225	4144	47192	43267	33,381 16073	ne te 2 23142

۲۲۰ الجنول الثلمن جول التوزيع الأس

Values of I (X) where X has the exponential distribution



A.s.	FIAN	AA	F(Ax)	A.x	FIAX	A.X	F(AX)
0.0	0.000	2.5	0.918	5.0	0.9933	7.5	0.99945
0.1	0.095	2.6	0.926	5.1	0.9939	7.6	0.99950
0.2	0.181	2.7	0.933	5.2	0.9945	7.7	0.99955
0.3	0.259	2.8	0.939	5.3	0.9950	7.8	0.99959
0.4	0.330	2.9	0.945	5.4	0.9955	7.9	0.99963
0.5	0.393	3.0	0.950	5.5	0.9959	8.0	0.99966
0.6	0.451	3.1	0.955	5.6	0.9963	8.1	0.99970
0.7	0.503	3.2	0.959	5.7	0.9967	8.2	0.99972
0.8	0.551	3,3	0.963	5.8	0.9970	8.3	0.99975
0.9	0.593	3.4	0.967	5.9	0.9973	8.4	0.99978
1.0	0.632	3.5	0.970	6.0	0.9975	8.5	0.99980
LI	0.667	3.6	0.973	6.1	0.9978	8.6	0.99982
1.2	0.699	3.7	0.975	6.2	0.9980	8.7	0.99983
1.3	0.727	3.8	0.978	6.3	0.9982	8.8	0.99985
1.4	0.753	3.9	0.980	6.4	0.9983	8.9	0,99986
1.5	0.777	4.0	0.982	6.5	0.9965	9.0	0.99989
1.6	0.798	4.1	0.983	6.6	0.9986	9.1	0.99989
1.7	0.817	4.2	0.985	6.7	0.9988	9.2	0.99990
8.1	0.835	4,3	0.986	6.8	0.9989	9.3	0.99991
1.9	0.850	4,4	0.988	6.9	0.9990	9.4	0.99992
2.0 .	0.865	4.5	0.989	7.0	0.9991	9.5	0.99992
2.1	Q.H7M	4.6	0.990	7.1	0.9992	9.6	0.99993
2.2	688.0	4.7	0.991	7.2	0.9993	9.7	0.99994
2.3	0.900	4.8	0.992	7.3	0.9993	9.8	0.99994
2.4	0.909	4.9	0.993	7.4	0.9993	9.9	0.99995

Example: If A = 16, the probability of observing a value of X less than or equal to $2 \approx F(1.4) = F\{(4.02)\} = F\{(4) = 0.39\}$.

٢٣٦ الجدول التاسع

SQUARES, SQUARE ROOTS, AND RECIPROCALS 1-1000

M	Ma	√N	√ION	.00.
1.50	22 500	12.24745	38,72983	6666667
158	22 801	12.28821	38.85872	6622517
152	23 104	12.32883	38.98718	6578947
153	23 409	12.36932	39,11521	6535948
154	23 716	12.40967	39.24283	6493506
155	24 625	12.44990	39.37004	6451613
156	24 336	12.49000	39.49684	6410256
1.57	24 649	12.52996	39.62323	6369427
1.58 1.59	24 964 25 281	12,56981	39.74921 39.87480	6329114 6289308
140	25 600	12.64911	40.00000	6250000
161	25 921	12.68858	40.0000	6211180
142	26 244	12.72792	40.24922	6172840
163	26 543	12,76715	40.37326	6134969
164	26 896	12.80625	40,49691	6097561
165	27 225	12.84523	40,62019	6060606
245	27 556	12.88410	40,74310	6024026
36 1	27 889	12.92785	40.86563	5988024
168	28 224	12.96148	40.98780	5952381
169	28 561	13.00000	^ 41.10961	5917160
170	28 900	13.03840	41.23106	5882353
171	29 241	13.07670	41.35215	5847953
1/2	29 584	13.11488	41.47288	5813953
173	29 929 30 276	13.15295 13.19091	41.59327	5780347 5747126
175	30 625	13.22876	41.83300	5714286
176	30 976	13.26650	41.95235	5681818
177	31 329	13.30413	42.07137	5649718
170	31 684	13.34166	42.19005	5617978
179	32 041	13.37909	42.30839	5586592
teo [32 400	13.41641	42.42641	\$555556
181	32 761	13.45362	42.51409	5524862
182	-33 124	13.49074	42.66146	5494505
IR3	33 489	13.52775	42.77850	5461181
184	33 856	13.56466	42.89522	5434783
185	34 225	13.60147	43.0t1a3	5405-105
85	34 596	13.63818	43.12772	5376344
87	34 969	13.67479	43,24350	5347594
**	35 344 35 721	13.71131	43.35897 43.47413	5319149 5291005
90	36 100	13.78405	43.58399	\$263158
91	36 481	13.82027	43,70355	5235602
92	36 861	13 35641	43.31780	5208333
93	37 249	13,89244	43.93177	3181347
94	37 636	13.92839	44.04543	5154639
95	38 025	. 13.96424	44.15330	5128205
96	38 416	14.00000	44.2"139	5102041
97	33 309	14.035e7	44.38468	5076142
93	39 204	14.07125	41.49719	5050505
99	39 601	14.10674	÷ .60942	5025126
00 (40 000	14.14214	4 .72136	5000000

الجداول الإحصائية

تجميع

الأستاذ الدكتور/عادل عبد الحميد عز

